

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANČÍ

Vliv nabídky peněz na inflaci v eurozóně
The Impact of Money Supply on Inflation in the Euro Area

Student:

Bc. Dana Moskál'ová

Vedoucí diplomové práce:

prof. Ing. Lumír Kulhánec, CSc.

Ostrava 2015

VŠB - Technická univerzita Ostrava
Ekonomická fakulta
Katedra financí

Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Dana Moskářová**
Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa
Studijní obor: 6202T010 Finance
Téma: **Vliv nabídky peněz na inflaci v eurozóně**
The Impact of Money Supply on Inflation in the Euro Area

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
 2. Měnový transmisní mechanismus monetární politiky
 3. Využití vícerozměrných časových řad v ekonomii
 4. Modelování vlivu nabídky peněz na inflaci
 5. Závěr
- Seznam použité literatury
Seznam zkratk
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce
Seznam příloh
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2. vyd. Praha: Ekopress, 2014. 538 s. ISBN 978-80-86929-93-4.
ECB. *The monetary policy of the ECB*. 3rd ed. Frankfurt am Main: European Central Bank, 2011. 159 s. ISBN 92-899-0778-9.
REVENDA, Zbyněk. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. 5. vyd. Praha: Management Press, 2012. 423 s. ISBN 978-80-7261-240-6.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí diplomové práce: **prof. Ing. Lumír Kulháněk, CSc.**

Datum zadání: 21.11.2014

Datum odevzdání: 25.04.2015




Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.
vedoucí katedry


prof. Dr. Ing. Dana Dluhošová
děkanka fakulty

Prohlašuji, že jsem celou práci, včetně všech příloh, vypracovala samostatně.

V Ostravě, 23. 4. 2015


.....

Bc. Dana Moskářová

Ďakujem prof. Ing. Lumírovi Kulhánkovi, CSc., vedúcemu diplomovej práce, za cenné rady, pripomienky a odborné konzultácie.

Obsah

1	Úvod.....	5
2	Menový transmisný mechanizmus monetárnej politiky.....	6
2.1	Inflácia	6
2.2	Peňažná zásoba	9
2.2.1	Ponuka peňazí	10
2.2.2	Peňažné agregáty	11
2.3	Menová politika	13
2.3.1	Transmisný mechanizmus a stratégia menovej politiky	14
2.3.2	Nástroje menovej politiky	18
2.3.3	Menová politika ECB.....	20
3	Využitie viacrozmerných časových rád v ekonómii	26
3.1	Stochastické procesy.....	26
3.2	Testovanie stacionarity	28
3.3	Kointegrácia.....	30
3.4	Vector error correction model	32
3.5	Verifikácia modelu	34
4	Modelovanie vplyvu ponuky peňazí na infláciu	38
4.1	Analýza časových rád a formulácia modelu.....	38
4.2	Odhad rovníc metódou VEC	42
4.2.1	Popisné štatistiky.....	42
4.2.2	Testy jednotkového koreňa	43
4.2.3	Testy kointegrácie	47
4.2.4	Odhad VEC	49
4.2.5	Verifikácia modelu	57
4.3	Zhrnutie výsledkov	58
5	Záver.....	61

Zoznam použitej literatúry.....	63
Zoznam skratiek.....	65
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce	
Zoznam príloh	
Prílohy	

1 Úvod

Menová politika predstavuje proces, ktorým sa menová autorita danej krajiny snaží splniť svoje ciele v oblasti peňažného obehu. Menová politika Európskej centrálnej banky (ECB) je založená na dvoch pilieroch, ktoré pomáhajú dosiahnuť základný cieľ, teda udržanie cenovej stability. Táto stratégia je však už od svojho vzniku predmetom tvrdej kritiky zo strany jej odporcov a rovnako ostro vyhranené sú postoje jej zástancov. Diskusia o vplyve množstva peňazí v obehu na vývoj inflácie je zaujímavá z teoretického hľadiska vychádzajúceho z tézy M. Friedmana o tom, že inflácia je peňažný jav. Taktiež je dôležitý aj praktický pohľad spočívajúci v hľadaní optimálnej podoby prístupu ECB v snahe o stabilizáciu cien.

Cieľom tejto práce je overiť vplyv peňažného agregátu M3 na výšku inflácie v eurozóne pomocou Vector error correction modelu.

Vzťah makroekonomických veličín na výšku inflácie bude v práci analyzovaný prostredníctvom dvoch modelov v časovom horizonte od januára 1999 do decembra 2014. Keďže sme zohľadnili aj pôsobenie transmisného mechanizmu, zaradili sme do modelov aj index priemyselnej produkcie. V prvom modeli bude inflácia meraná prostredníctvom indexu spotrebiteľských cien. V rámci druhého modelu vyjadríme infláciu pomocou indexu cien priemyselných výrobcov. Budeme skúmať ako dlhodobé, tak aj krátkodobé vzťahy medzi vývojom inflácie a vybranými ukazovateľmi.

Práca bude rozčlenená do piatich kapitol vrátane úvodu a záveru. V druhej kapitole bude priblížená podstata menovej politiky. Definujeme v nej infláciu, vrátane spôsobu merania a jej dopady na ekonomiku. Pozornosť budeme venovať aj popisu peňažnej zásoby a charakteristike peňažných agregátov. Následne objasníme ciele, stratégie a nástroje menovej politiky všeobecne a v rámci eurozóny.

Tretia kapitola bude tvorená popisom metodológie VEC modelu, ktorý bude v aplikačnej časti práce použitý k analýze časových rád. Najskôr definujeme stochastické procesy. Následne priblížime princíp testovania stacionarity a kointegrácie. Postupne charakterizujeme samotný VEC model a testy, pomocou ktorých model štatisticky a ekonometricky verifikujeme.

Štvrtá kapitola práce bude aplikačná. Pomocou odhadu VEC modelu v nej budeme skúmať vzťah vybraných makroekonomických veličín na výšku inflácie v eurozóne. Dané výsledky potom zhodnotíme a interpretujeme.

2 Menový transmisný mechanizmus monetárnej politiky

V tejto kapitole bude definovaná inflácia, jej dopady na ekonomiku a spôsoby merania. Následne bude charakterizovaná peňažná zásoba a objasnené peňažné agregáty. Pozornosť bude venovaná aj cieľom, stratégiám a nástrojom menovej politiky obecné a v rámci eurozóny.

2.1 Inflácia

Ako uvádza Revenda (2012), inflácia je najčastejšie chápaná ako dlhodobý rast cenovej hladiny vyvolaný nadmernou emisiou peňazí. Jurečka (2013), charakterizuje infláciu ako zvyšovanie cenovej hladiny, ktorá má za následok znižovanie kúpnej sily peňazí. Inflácia nepredstavuje zvýšenie cien jednotlivých výrobkov a služieb, ale nárast cenovej hladiny v danej ekonomike. Rast cenovej hladiny však nemusí vždy znamenať infláciu. Môže nastať situácia, kedy dochádza k zvyšovaniu cenovej hladiny, pričom ceny niektorých druhov tovarov a služieb klesajú.

Skutočná miera inflácie je ovplyvnená očakávanou infláciou. Inflačné očakávanie sa do skutočnej inflácie premieta prostredníctvom dopytu po peniazoch. Inflácia teda môže byť vyvolaná nielen skutočným rastom peňažnej zásoby, ale taktiež aj očakávaniami ekonomických subjektov.

Vo väčšine prípadov je inflácia vnímaná ako škodlivý ekonomický jav. Je zdrojom ekonomickej a sociálnej nestability, prináša neistotu do rozhodovania ekonomických subjektov, najmä do rozhodovania o investíciách. Následkom inflácie dochádza k skracovaniu časového horizontu, v ktorom sa ekonomické subjekty rozhodujú. Tým sa brzdí uzatváranie dlhodobých obchodných a kooperačných zmlúv. Vplyvom inflácie je narušovaná signálna funkcia ceny (informuje o vzťahu ponuky a dopytu jednotlivých produktov), čím sa znižuje kvalita informácií sprostredkovaných v tržných ekonomikách cenovým systémom. Negatívnym dopadom inflácie je taktiež aj prerozdeľovanie reálneho národného dôchodku a destabilizácia menových kurzov. V systéme progresívneho zdanenia dochádza pri zvyšovaní cenovej hladiny k zvyšovaniu reálnej daňovej záťaže, pretože v dobe inflácie nominálne príjmy rastú a dostávajú sa do pásiem s vyššou daňovou sadzbou. S infláciou takisto súvisia náklady „ošúpaných podrážok“, teda náklady súvisiace so snahou domácnosti minimalizovať v dobe inflácie svoju hotovosť, pretože nenesie žiadny úrok. Ľudia tak uprednostňujú menšie množstvo hotovosti a podnikajú viac ciest do bánk. Ďalšími nevyhnutými nákladmi spôsobenými infláciou sú preceňovacie náklady, teda náklady vynaložené na oznámenie vyšších cien, na výrobu nových cenoviek a jedálnych lístkov. Jurečka (2013) však zastáva názor, že inflácia môže mať

aj priaznivý dopad na ekonomiku a to v situácii, keď ceny mierne rastú a vytvárajú motívy pre rozšírenie produkcie a ponuky práce. Mierne inflácia je teda vnímaná ako stimulačný ekonomický faktor.

Ak v ekonomike cenová hladina klesá, dochádza k deflácií. Z hľadiska hospodárskeho rastu je takisto nežiaduca. Znižovanie cenovej hladiny nie je motivujúce pre investorov a výrobcov (zníženie investícií) ani pre zamestnancov (pokles miezd). Akcelerujúca inflácia predstavuje zvyšovanie miery inflácie, teda jej zrýchľovanie. Opakom je deflácia, ktorá značí znižovanie miery inflácie, teda jej spomaľovanie. Stagflácia nastáva v prípade, ak sa reálny produkt v ekonomike nemení, avšak cenová hladina rastie. O slumpflácii môžeme hovoriť vtedy, ak dochádza k poklesu reálneho produktu a zároveň rastu cenovej hladiny. Situácia, keď cenová hladina nerastie ani neklesá je označovaná ako cenová stabilita. Jurečka (2013) sa stotožňuje s názorom, že za cenovo stabilnú ekonomiku je považovaná aj ekonomika s cenovým rastom do 2 %, poprípadе až 3 %. Je to z toho dôvodu, že rozhodovanie domácností a firiem nie je takouto výškou inflácie výrazne ovplyvnené.

K meraniu cenovej hladiny najčastejšie používame cenové indexy. Podľa Jurečka (2013) sú najbežnejšími index spotrebiteľských cien a implicitný cenový deflátor.

Index spotrebiteľských cien (CPI) odráža zmenu cien výrobkov a služieb, ktoré kupujú domácnosti. Je založený na porovnávaní nákladov na nákup spotrebného koša výrobkov a služieb v danom (bežnom) období a v základnom období. Spotrebný koš predstavuje súbor cenových reprezentantov, ktorým sú priradené váhy.

Hodnotu indexu stanovíme, ak dané množstvo výrobku alebo služby vynásobíme jeho cenou za príslušné obdobie a to pomocou Laspeyresovho indexu podľa vzťahu (2.1):

$$CPI = \frac{\sum Q_0 \cdot P_1}{\sum Q_0 \cdot P_0} \cdot 100, \quad (2.1)$$

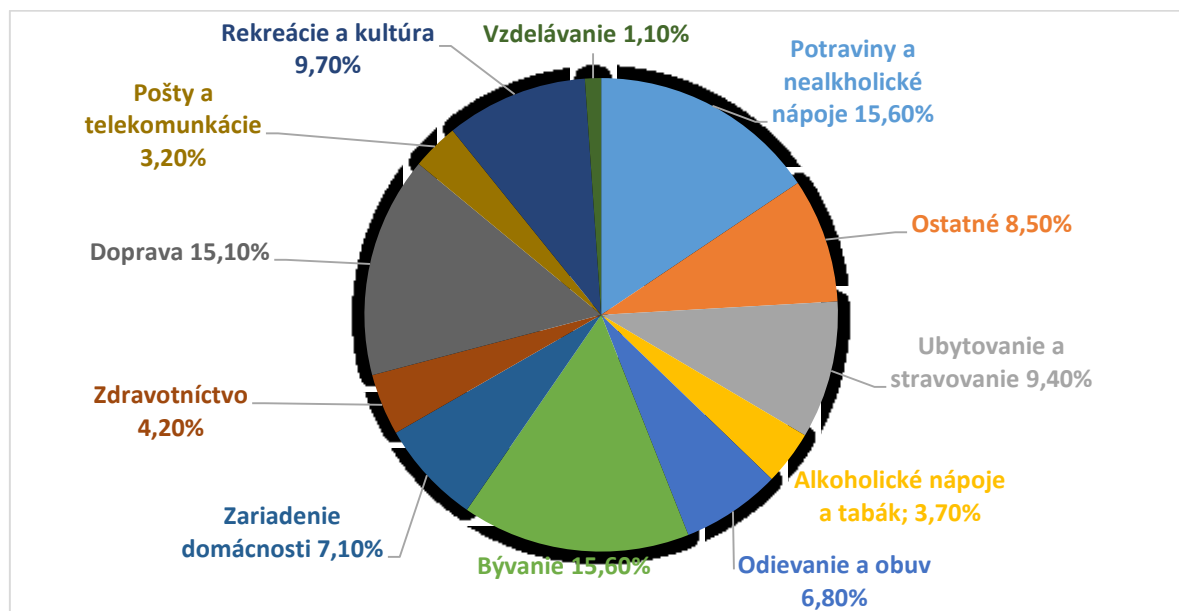
kde Q_0 predstavuje spotrebný koš v základnom období, P_0 ceny statkov v základnom období, P_1 ceny statkov v bežnom období. Ak je hodnota indexu vyššia ako 100, došlo k vzostupu cenovej hladiny (prebieha inflácia).

Výhodou indexu CPI je mesačná frekvencia výpočtu a jej verejné publikovanie. Index však nedokáže zohľadniť rast cien výrobkov a služieb spôsobený rastom ich kvality. Taktiež sa do CPI nepremiata situácia, kedy spotrebitelia zmenia svoje preferencie a začnú nahradzovať

drahšie výrobky a služby lacnejšími. Tieto nedokonalosti merania môžu prispieť k nadhodnoteniu inflácie, čo môže mať negatívny dopad na ekonomiku.

Harmonizovaný index spotrebiteľských cien (HICP) sa využíva na meranie rastu spotrebiteľských cien v eurozóne. K harmonizácii indexu vo všetkých krajinách eurozóny došlo z dôvodu zaistenia porovnateľnosti údajov v krajinách medzi sebou. V každej krajine sa tento index vypočíta na základe zhruba 700 reprezentatívnych položiek tovarov a služieb, ktorým je priradená váha v závislosti od významu v priemerných rodinných rozpočtoch. Váhy jednotlivých krajín sa stanovujú na základe podielu jednotlivých štátov na celkových spotrebných výdavkoch v eurozóne. Sú zobrazené na Obr. 2.1.

Obr. 2.1 Váhy hlavných skupín HICP v eurozóne



Zdroj: ECB, 2011

Index cien priemyselných výrobcov (PPI) vyjadruje mieru cenových zmien súboru vybraných reprezentantov vyrábaný výrobcami v priemysle. Vyznačuje sa podobnou metodikou ako CPI. Je založený na porovnávaní priemyselných cien v danom roku oproti základnému roku. V indexe nie sú nezohľadnené DPH a spotrebné dane. Vývoj PPI sa každomesačne zverejňuje. Jeho výpočet zobrazuje vzťah (2.2):

$$PPI = \frac{\sum Q_0 \cdot P_1}{\sum Q_0 \cdot P_0} \cdot 100, \quad (2.2)$$

kde Q_0 predstavuje spotrebný kôš v základnom období, P_0 ceny priemyselných výrobcov v základnom období, P_1 ceny priemyselných výrobcov v bežnom období. Ak je hodnota indexu vyššia ako 100, došlo k vzostupu cenovej hladiny (prebieha inflácia).

Implicitný cenový deflátor (IPD) zohľadňuje všetky statky, ktoré sú v produkte ekonomiky zastúpené. Tento index porovnáva súčasnú cenovú hladinu s cenou v základnom období. Jeho výpočet znázorňuje vzťah (2.3):

$$IPD = \frac{\textit{nominálny HDP}}{\textit{reálny HDP}} \cdot 100, \quad (2.3)$$

pričom *nominálny HDP* odráža hodnotu hrubého domáceho produktu daného (bežného) roku vyjadrenú v bežných cenách daného roku a *reálny HDP* predstavuje hodnotu hrubého domáceho produktu daného roku vyjadrenú v stálych cenách (tie, ktoré boli prehlásené za základné). K rastu cenovej hladiny došlo, ak je hodnota indexu vyššia ako 100.

Výhodou IPD oproti CPI a PPI je komplexnejšia povaha. Nevýhodou je však jeho štvrťročná frekvencia zverejňovania, ktorá je pre analytikov príliš dlhá.

Cenové indexy však popisujú len vývoj cenovej hladiny. Mieru inflácie Π stanovíme ako rast cenovej hladiny podľa vzorca (2.4) nasledovne:

$$\Pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}, \quad (2.4)$$

kde P_t vyjadruje cenový index bežného obdobia, P_{t-1} cenový index základného obdobia.

2.2 Peňažná zásoba

Ako uvádza (Revenda, 2012), za peniaze je v najobecnejšom zmysle považované aktívum, ktoré je všeobecne prijímané pri platení za tovary a služby alebo pri úhrade dlhu. Z tejto definície vyplýva, že peniaze nemusia byť iba mince a papierové bankovky, ale taktiež to môžu byť aj iné aktíva. Musia však spĺňať podmienku všeobecnosti, ktorá zabezpečuje, že dané aktívum je prijímané všetkými subjektami danej spoločnosti.

Podľa Polouček (2009) môžeme peniaze definovať ako aktívum, ktoré plní funkcie peňazí. Medzi tri základné funkcie peňazí patrí funkcia prostriedku výmeny, účtovnej jednotky a prostriedku uchovania hodnoty. Funkcia prostriedku výmeny zabezpečuje schopnosť peňazí sprostredkovať zmenne transakcie na trhu medzi ekonomickými subjektami. Táto funkcia je splnená len vtedy, ak sú peniaze pri zmene a vzájomnej úhrade záväzkov akceptované všade a všetkými ekonomickými subjektami. Zároveň musí byť podložená právnou úpravou peňazí ako zákonného platobného prostriedku. Funkcia účtovnej jednotky umožňuje využiť peniaze k oceňovaniu tovarov a služieb v peňažných jednotkách. Ide teda o stanovenie jednotkovej

miery, pomocou ktorej sú vyjadrované ceny všetkých ostatných tovarov a služieb. Funkciu uchovávateľa hodnôt plnia peniaze tým, že umožňujú prenášať hodnotu do budúcnosti a udržiavať kúpnu silu v čase. Môžeme definovať aj štvrtú funkciu peňazí. Ide o funkciu platobného prostriedku vyplývajúceho z použitia peňazí ako prostriedku zmeny, kde peniaze slúžia k umoreniu dlhu. Piata funkcia peňazí vymedzuje funkciu prostriedku kontroly úrovne ekonomickej aktivity krajiny.

Polouček (2009) pomocou empirickej definície peňazí popisuje peniaze v súvislosti so zmenami ekonomickej aktivity krajiny. Predpokladá, že zmeny ponuky peňazí alebo ich tempa rastu ovplyvňujú celkový reálny produkt ekonomiky, úroveň zamestnanosti, cenovú hladinu a infláciu. Peniaze sú v tomto prípade predstavované tými vybranými položkami finančných aktív, ktoré monetárne inštitúcie považujú za najviac užitočné pri ich snahe ovplyvniť ekonomickú aktivitu.

V súčasnosti sú využívané neplnohodnotné peniaze s núteným obehom. Nemajú teda vlastnú hodnotu, avšak štát garantuje ich kúpnu silu. Ponuku peňazí v obeh, vrátane ich regulácie, zastrešuje centrálna banka. Peniaze, ktoré sú všeobecne akceptované na platbu, sú vo forme hotovostných peňazí (emituje ich výhradne centrálna banka) a bezhotovostných peňazí (môžu ich emitovať aj obchodné banky).

2.2.1 Ponuka peňazí

Revenda (2012) definuje ponuku peňazí ako peňažnú zásobu, ktorú je schopný bankový systém vytvoriť. Bankový systém tvorí centrálna banka, komerčné banky a ďalšie nebankové inštitúcie (tie, ktoré prijímajú vklady a poskytujú úvery). Centrálna banka vytvára emisiu hotovostného obeživa (bankovky a mince) a obchodné banky a nebankové inštitúcie poskytovaním úverov tvoria bezhotovostné peniaze. Množstvo peňazí v ekonomike môže centrálna banka regulovať prostredníctvom monetárnej politiky a taktiež stanovením pravidiel pre chovanie obchodných bánk.

Ako uvádza Jílek (2014), jedna z možností ovplyvňovania objemu peňazí v ekonomike je pomocou zmeny menovej bázy. Menová báza predstavuje súčet dvoch položiek v záväzkoch centrálnej banky, a to obeživa a zostatkov na bežných účtoch (tj. likvidity) obchodných bánk u centrálnej banky.

K výpočtu prírastku ponuky peňazí využívame peňažný multiplikátor. Jurečka (2013) charakterizuje peňažný multiplikátor ako maximálny objem bankových peňazí, ktorý môže byť

vytvorený jednou korunou prebytočných rezerv obchodnej banky pri danej miere povinných minimálnych rezerv. Jeho výpočet je zobrazený vzťahom (2.5):

$$m = \frac{1}{r}, \quad (2.5)$$

kde m vyjadruje peňažný multiplikátor a r mieru povinných minimálnych rezerv.

Po zistení veľkosti peňažného multiplikátoru môžeme stanoviť ponuku peňazí M podľa vzťahu (2.6):

$$M = MB \cdot m, \quad (2.6)$$

kde MB predstavuje peňažnú bázu.

Informácie o zmene množstva peňazí v podobe menovej bázy sú uvedené v bilancii centrálnej banky. Môžeme z nej zistiť výšku a zloženie menovej bázy, zmeny oproti minulému obdobiu a zdroje jej vytvorenia, teda hlavné spôsoby emisie hotovostných a časti bezhotovostných peňazí.

2.2.2 Peňažné agregáty

Množstvo peňazí v danej ekonomike k určitému časovému okamihu sa vyjadruje pomocou peňažnej zásoby. Jej veľkosť je sledovaná prostredníctvom peňažných agregátov. Ich meranie väčšinou zaisťuje centrálna banka, pričom príslušné údaje publikuje v menových prehľadoch. Vymedzenie peňažných agregátov sa v jednotlivých krajinách odlišuje v závislosti od štruktúry finančných aktív používaných vo finančnom systéme príslušnej krajiny, štruktúry ich držiteľov a inštitucionálnych vydavateľov. Konštrukcia agregátov je však vo všetkých krajinách založená na rovnakom princípe, tj. na postupnej agregácii finančných aktív podľa ich likvidity.

Peňažné agregáty sa označujú písmenom M a číslom, ktorá závisí od stupňa likvidity. Peňažný agregát s vyšším číslom obsahuje predchádzajúci peňažný agregát vrátane ďalších položiek, z čoho vyplýva $M1 < M2 < M3$. Peňažná zásoba predstavuje ten peňažný agregát, ktorý je chápaný ako najpresnejší reprezentant množstva peňazí v obehu v danej ekonomike. (Revenda, 2012)

Najužšie vymedzenie peňažnej zásoby predstavuje peňažný agregát $M1$, ktorý zahŕňa iba najlikvidnejšie prostriedky. Ide o prostriedky, ktoré je možné okamžite použiť k platbám. Je tvorený obehivom a neterminovanými vkladmi. Medzi obehivo zaradujeme hotovostné

peniaze (mince a bankovky) v držbe nebankových inštitúcií. Neterminované vklady predstavujú depozitá na požiadanie, teda vklady uložené v domácej mene v domácich bankách bez výpovednej lehoty. $M1$ teda vypočítame pomocou vzťahu (2.7):

$$M1 = \text{obeživo} + \text{vklady na bežných účtoch v bankách.} \quad (2.7)$$

Peňažný agregát $M2$ má v porovnaní s agregátom $M1$ nižší stupeň likvidity, pretože okrem $M1$ zahŕňa aj termínové vklady a ostatné vklady v bankách. Medzi termínové vklady radíme najmä vklady s výpovednou lehotou alebo vklady uložené na vopred dohodnutú dobu. Do ostatných vkladov patria najmä úsporné vklady (vkladné knižky) a prostriedky na vkladoch v zahraničných menách. Výpočet $M2$ je znázornený pomocou vzťahu (2.8):

$$M2 = M1 + \text{termínové vklady v bankách} + \text{ostatné vklady v bankách.} \quad (2.8)$$

Najnižší stupeň likvidity má peňažný agregát $M3$, ktorý okrem agregátu $M2$ zahŕňa aj prostriedky investované do krátkodobých cenných papierov nebankových subjektov v domácej mene. Tieto prostriedky sa vyznačujú nižším stupňom likvidity, pretože k úhrade platieb ich zvyčajne môžeme použiť až po konverzií do hotovostných peňazí alebo prostriedkov na bežných účtoch. $M3$ vypočítame na základe vzťahu (2.9):

$$M3 = M2 + \text{krátkodobé cenné papiere.} \quad (2.9)$$

Štruktúru peňažných agregátov v eurosystéme zobrazuje Tab. 2.1. Do peňažného agregátu $M1$ je zaradené obeživo a vklady rezidentov na bežných účtoch vo všetkých menách. Peňažný agregát $M2$ nezahŕňa všetky termínové vklady, ale iba tie so splatnosťou do 2 rokov. Aj v prípade vkladov s výpovednou lehotou sú do peňažného agregátu $M2$ zahrnuté len vklady s výpovednou lehotou do 3 mesiacov. V peňažnom agregáte $M3$ sú navyše obsiahnuté repo operácie, podielové listy fondov peňažného trhu a dlhové cenné papiere so splatnosťou do 2 rokov.

Tab. 2.1 Peňažné agregáty podľa eurosystému

Pasíva	M1	M2	M3
Obeživo	X	X	X
Vklady splatné na požiadanie	X	X	X
Vklady s dohodnutou splatnosťou do 2 rokov		X	X
Vklady s výpovednou lehotou do 3 mesiacov		X	X
Dohody o spätnom odkúpení (REPO)			X
Podielové listy podielových fondov peňažného trhu			X
Dlhové cenné papiere so splatnosťou do 2 rokov			X

Zdroj: ECB, 2011

2.3 Menová politika

Revenda (2012) definuje menovú politiku ako proces, v ktorom sa centrálna banka prostredníctvom svojich nástrojov snaží o dosiahnutie vopred stanovených cieľov. Menovou autoritu vo väčšine krajín sú centrálné banky.

Ciele menovej politiky v jednotlivých krajinách sú obvykle stanovené zákonom o centrálnej banke. Podľa Revenda (2012) je primárnym (hlavným) a v niektorých prípadoch aj jediným cieľom menovej politiky zaistenie stability kúpnej sily domácej meny.

Okrem primárneho (hlavného) cieľa je v rámci menovej politiky možné vymedziť aj sekundárny cieľ. Ako uvádza Revenda (2012), môže ísť napríklad o hospodársky rast, plnú zamestnanosť a stabilný menový kurz. V tomto prípade sa však kľúčovým problémom stáva vzájomná kompatibilita zvolených cieľov, pretože snaha o dosiahnutie jedného cieľa čiastočne ohrozuje možnosti dosiahnutia ďalších cieľov. Ak centrálna banka zvolí viac než jeden cieľ, môže nastať situácia, kedy v krátkom období nebude niektorý zo zvolených cieľov plniť. To môže mať za následok podryvanie kredibility danej centrálnej banky. Stanovenie správnej menovej politiky je veľmi náročné a pri definovaní cieľa je nevyhnutné brať do úvahy ekonomickú a politickú situáciu doma aj v zahraničí, zahranično-obchodné vzťahy danej krajiny, situáciu na finančných trhoch a iné.

Pri uskutočňovaní cieľov menovej politiky sa stretávame aj s tzv. časovými oneskoreniami. Dochádza k nim, pretože realizácia menovej politiky neprebíha v nulovom čase a existujú časové nesúlady medzi poznatkami minulého ekonomického vývoja, prognózou budúceho vývoja a konečným účinkom opatrení centrálnej banky. Následkom týchto oneskorení dochádza k spomaleniu účinkov menovej politiky. Ako uvádza Holman (2010), delíme ich na oneskorenie rozpoznávacie, oneskorenie rozhodovacie a oneskorenie zapôsobenia. Rozpoznávacie oneskorenie ekonómovia odhadujú na 5 mesiacov. Je zapríčinené tým, že štatistické údaje o vývoji ekonomiky sú k dispozícii o jeden štvrt'rok neskôr. Rozhodovacie oneskorenie súvisí bezprostredne so stupňom nezávislosti centrálnej banky a s rozsahom jej kompetencií. Ak nie je centrálna banka závislá vo svojich rozhodnutiach na vláde a parlamente je toto oneskorenie takmer zanedbateľné. Prispôbovacie oneskorenie trvá najdlhšie, niekedy až rok. Spočíva v oneskorení medzi použitými nástrojmi menovej politiky a ich premietnutím do konečných cieľov. Toto oneskorenie je dané reakciami ekonomických subjektov a ako jediné nie je ovplyvniteľné subjektívnou činnosťou banky.

Vytýčené ciele menovej politiky môže centrálna banka dosiahnuť prostredníctvom množstva menovo-politických nástrojov. Ani jeden z nástrojov však nie je priamo prepojený s cieľom menovej politiky a nedokáže ho bezprostredne ovplyvniť. Preto centrálna banka ovplyvňuje konečný cieľ nepriamo, teda prostredníctvom mnohých medzičlánkov, ktoré sú medzi nástrojmi a konečnými cieľmi menovej politiky.

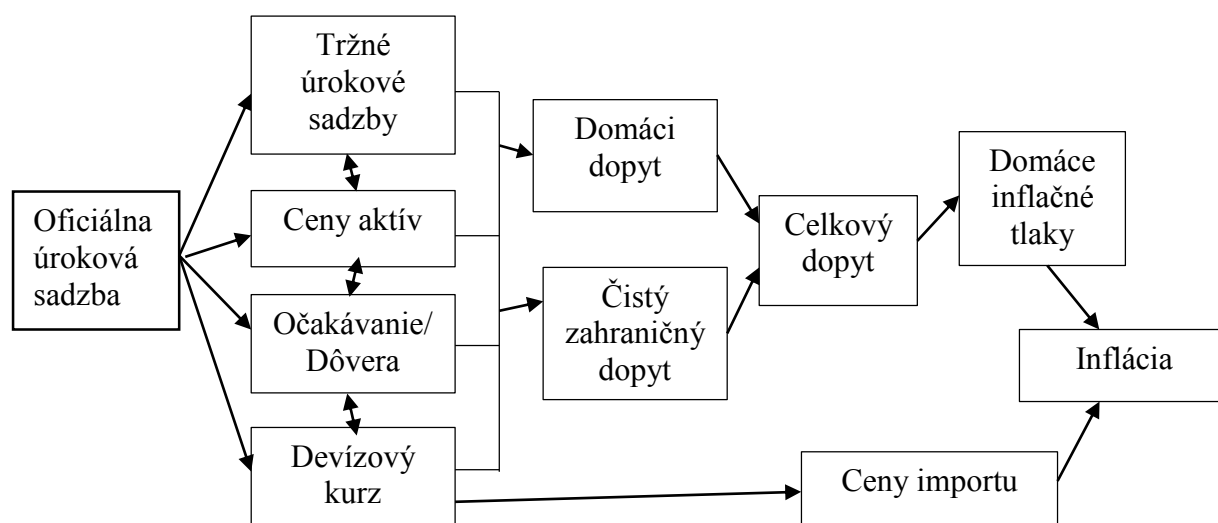
Ako uvádza Jílek (2004) rozlišujeme expanzívnu a reštriktívnu menovú politiku.. Expanzívna menová politika sa využíva v prípade, ak je potrebné ekonomiku stimulovať. Prejavuje sa v deprecii domácej meny a vo vylepšovaní zahranično-obchodnej bilancie tovarov a služieb. Tým dochádza k rastu agregátneho dopytu a domáceho produktu. Dlhodobé vykonávanie expanzívnej politiky však vedie k zvýšeniu inflácie. Opakom je reštriktívna menová politika, ktorá sa prevádza v situácií nízkych úrokových mier a prehriatej ekonomiky, teda v prípade hrozby vysokej inflácie. Realizáciou reštriktívnej politiky dochádza k poklesu agregátneho dopytu, rastu nezamestnanosti a zníženiu inflácie.

2.3.1 Transmisný mechanizmus a stratégia menovej politiky

Transmisným mechanizmom menovej politiky sa rozumie reťazec ekonomických väzieb, ktorý umožňuje, aby zmeny v nastaveniach menovo-politických nástrojov viedli k žiaducim zmenám inflácie. Začiatkom transmisného mechanizmu je teda zmena nastavení menovo-politických nástrojov. Táto zmena vedie k zmene chovania „sprostredkujúcich“ trhov, na ktoré majú nastavenia menovo-politických nástrojov priamy vplyv. Zmena chovania týchto trhov cez najrôznejšie „sprostredkujúce“ trhy vedie k zmenám na „cieľových“ trhoch, ktorých vývoj chce centrálna banka ovplyvniť. (ČNB, 2015)

Z definície transmisného mechanizmu je jasné, že centrálna banka nemá na konečné ciele menovej politiky priamy vplyv. Ich prípadné dosiahnutie sa odvíja najmä od schopnosti centrálnej banky ovplyvniť svojimi nástrojmi tzv. operatívne kritérium,. Závisí od väzieb medzi vývojom operatívnych a sprostredkujúcich kritérií a väzieb medzi sprostredkujúcimi kritériami a konečnými cieľmi menovej politiky. Schématicky sú väzby transmisného mechanizmu zobrazené na Obr. 2.2

Obr. 2.2 Transmisné mechanizmy menovej politiky



Zdroj: Bank of England, 2015

Z Obr. 2.2 je zrejmé, že ak centrálna banka zmení svoje oficiálne úrokové sadzby, ovplyvní to nielen vývoj trhových úrokových sadzieb, ale aj vývoj cien aktív, devízového kurzu a zmenia sa očakávania ekonomických subjektov. Zmena spomínaných veličín sa prejaví v zmene celkového dopytu. Zvýšenie alebo zníženie domáceho a zahraničného dopytu vyvolá inflačné tlaky, ktoré spolu s cenami importu pôsobia na výšku inflácie. V krátkom období môže zmena dopytu ovplyvniť nielen cenovú hladinu, ale aj výstup ekonomiky. Z dlhodobého hľadiska však dôjde súčasne aj k zmene peňazí v obehu. Po všetkých prispôbeniach sa teda zmena množstva peňazí v obehu odrazí v zmene cenovej hladiny bez dopadu na zmeny reálnych premenných.

Centrálne banky využívajú mnohé mechanizmy, prostredníctvom ktorých menová politika ovplyvňuje reálnu ekonomiku a cenovú hladinu. V minulosti sa najčastejšie menová politika prevádzala prostredníctvom keynesovského úrokového transmisného mechanizmu, monetaristického peňažného transmisného mechanizmu, pomocou politiky pevného nominálneho kurzu a politiky cieľovania inflácie. Ekonómovia sa ani v súčasnosti nevedia zjednotiť v názore, ktorý transmisný mechanizmus je najúčinnnejší. (Revenda, 2012)

Transmisný mechanizmus účinkuje paralelne viacerými cestami, tzv. kanálmi. Ako uvádza Jílek (2004), existujú štyri základné kanály menovej politiky - úverový kanál, podnikateľský kanál, výdajový kanál a kanál menového kurzu.

Úverový kanál je založený na ponuke úverov zo strany bánk a dopyte po úveroch zo strany klientov. Ak chce centrálna banka ovplyvniť konečné ciele, môže zmeniť výšku

krátkodobej úrokovej sadzby alebo celkovú ponuku úverov. Rast objemu úverov je zároveň rastom peňažnej zásoby a v dlhodobom horizonte má nesporný vplyv na infláciu. Zníženie tržnej krátkodobej úrokovej miery má za následok zvýšený záujem domácnosti a podnikov o úvery. To spôsobuje stimuláciu dopytu po tovaroch a službách a s časovým oneskorením zvyšuje infláciu, HDP a zamestnanosť.

Podnikateľský kanál zabezpečuje zvýšenie alebo zníženie podnikateľskej aktivity. Znížením krátkodobej úrokovej miery sa zvýši podnikateľská aktivita, ktorá zvyšuje domáci dopyt po tovaroch a službách. To následne zvyšuje infláciu, HDP a zamestnanosť.

Prostredníctvom výdajového kanála sú konečné ciele menovej politiky ovplyvňované preferenciou výdajov alebo sporení domácnosti a firiem. Ak dôjde k zníženiu krátkodobej úrokovej miery, začnú domácnosti a firmy menej šoriť a viac utrácať za tovary a služby. Keďže sporivosť neovplyvňuje veľkosť peňažných agregátov, dôjde len k zvýšeniu rýchlosti obehu peňazí. Ak sa objem vyrábanej produkcie bude zvyšovať rovnakým tempom ako rýchlosť obehu peňazí, cenová úroveň sa nezmení. Cenová hladina sa zvýši v prípade, ak sa objem vyrábanej produkcie zvyšuje pomalšie než rýchlosť obehu peňazí.

Pôsobením kanála menového kurzu centrálna banka krátkodobo zvýši úrokové sadzby. To sa okamžite odrazí v menovom kurze a vedie k prílivu špekulačného kapitálu do domácej ekonomiky. Následne dôjde k posilneniu kurzu domácej meny, čo spôsobí zlacnenie importovaných a zdraženie exportovaných statkov. Zvýšením dovozu a znížením vývozu dôjde v ekonomike k poklesu výroby, zamestnanosti a k poklesu inflácie.

Konkrétna realizácia menovej politiky centrálnych bánk prebieha v rámci stratégie menovej politiky. Nemec (2008) ju charakterizuje ako súhrn zásad a postupov, ktoré vedú k dosiahnutiu cieľa menovej politiky. Tieto stratégie sú okrem konečného cieľa menovej politiky stanovené aj na základe zvoleného sprostredkujúceho cieľa a operatívneho kritéria. Vývoj sprostredkujúcich cieľov je pravidelne sledovaný centrálnou bankou. V prípade odchýlky od žiaduceho smeru sa centrálna banka snaží o jeho nápravu prostredníctvom zmeny nastavení menovo-politických nástrojov a vývoja operatívneho kritéria. (Polouček, 2009)

Podľa zvoleného cieľa, resp. medzicieľa rozlišujeme stratégiu cieľovania peňažnej zásoby, stratégiu cieľovania inflácie, stratégiu s nominálnou implicitnou kotvou a stratégiu fixného devízového kurzu.

Stratégia cieľovania peňažnej zásoby je založená na kauzalite medzi menovou bázou, peňažnou zásobou a cenovou hladinou. Vychádza z teórie, že rast cien je v dlhodobom horizonte ovplyvňovaný vývojom peňazí. Sprostredkujúci cieľ je stanovený vo forme určitého tempa rastu peňažnej zásoby. Dilemou pre centrálnu banku je výber najvhodnejšieho peňažného agregátu z hľadiska možnosti ovplyvňovania zo strany centrálnej banky a z hľadiska schopnosti predvídať vývoj inflácie. Pri tejto stratégii dochádza k ovplyvňovaniu menovej bázy alebo krátkodobej úrokovej sadzby. Centrálna banka sa však stretáva s problémom nestabilného dopytu po peniazoch. Vplyvom toho môže dôjsť k situácií, že vybraný peňažný agregát bude ekonomiku destabilizovať.

Stratégia cieľovania inflácie spočíva vo verejnom vyhlásení strednodobého cieľa pre infláciu. Ten je považovaný za hlavný cieľ monetárnej politiky. Táto stratégia sa vyznačuje absenciou sprostredkujúceho kritéria. Centrálna banka nevyhlasuje explicitne kvantifikovaný a oficiálne vyhlásený sprostredkujúci cieľ monetárnej politiky (v podobe menových alebo úverových agregátov, dlhodobej úrokovej miery alebo menového kurzu). Funkciu sprostredkujúceho cieľa plní inflačná prognóza alebo podmienená inflačná prognóza. Ak sa prognozovaná inflácia odchyľuje od inflačného cieľa, mala by centrálna banka zmeniť nastavenia nástrojov monetárnej politiky a tak ovplyvniť vývoj operatívneho kritéria. Rolu operatívneho kritéria zastupuje krátkodobá úroková miera, ktorá pôsobí priamo na konečný cieľ menovej politiky (kvantifikovaná miera inflácie v strednodobom horizonte). Výhodou cieľovania inflácie je väčšia transparentnosť menovej politiky spolu s narastajúcou predvídateľnosťou menových opatrení centrálnej banky a taktiež väčšia informovanosť verejnosti o prevádzaní menovej politiky. Problém však nastáva pri meraní cieľovaných veličín, keďže jednotlivé položky inflácie majú veľkú variabilitu a môžu tak skresliť jej vývoj. Preto sa často cieľuje čistá inflácia, teda inflácia očistená o niektoré vplyvy. (Polouček, 2009)

Stratégia s nominálnou implicitnou kotvou je založená na cieľovaní určitej nominálnej veličiny, ktoré sú interne prijaté centrálnou bankou bez verejného vyhlásenia. Efektívne fungovanie tejto stratégie je možné iba v prípade vysokej dôveryhodnosti centrálnej banky, ktorá dosiahne žiaducich zmien inflácie a ich očakávaní aj bez explicitných cieľov.

Princíp stratégie fixného devízového kurzu spočíva v zaistení stabilného devízového kurzu v určitom rozpätí pomocou nástrojov centrálnej banky, tj. prostredníctvom zmien úrokových sadzieb a priamych devízových intervencií voči mene tzv. kotevnej krajiny. Cenová stabilita je v tomto prípade viazaná na cenovú stabilitu v zahraničí. Pri prevádzkovaní tejto stratégie by mala mať krajina dostatok devízových rezerv, mala by byť schopná udržať

si konkurencieschopnosť a dôveryhodnosť krajiny. Nevýhoda stratégie spočíva v oslabení autonómie menovej politiky a zvýšeného rizika útokov na domácu menu.

2.3.2 Nástroje menovej politiky

Pomocou nástrojov menovej politiky zabezpečujú centrálné banky dodržiavanie operačného cieľa. Ako uvádza Polouček (2009), ide najmä o základné úrokové sadzby centrálnej banky, operácie na voľnom trhu, povinné minimálne rezervy a intervencie na devízovom trhu.

Základnými úrokovými sadzami centrálnych bánk sú diskontná sadzba, lombardná sadzba a reposadzba. **Diskontnú sadzbu** môžeme definovať ako úrokovú sadzbu, za ktorú poskytuje centrálna banka úvery komerčným bankám. Touto sadzbou sú taktiež úročené depozitné facility, ktoré umožňujú obchodným bankám uložiť cez noc u centrálnych bánk bez zaistenia ich prebytočnú likviditu. Určuje dolnú mez pre pohyb krátkodobých úrokových sadzieb na peňažnom trhu. **Reposadzba** je maximálna úroková miera, za ktorú môžu obchodné banky ukladať v centrálnej banke svoje prebytočné prostriedky. Sú ňou úročené repo operácie, ktoré spočívajú v obchodovaní s cennými papiermi medzi centrálnou a komerčnou bankou. Po uplynutí doby splatnosti centrálna banka vráti komerčnej banke uloženú čiastku zvýšenú o úrok vo výške reposadzbou. Komerčná banka vráti centrálnej banke späť jej cenné papiere. **Lombardnou sadzbou** sú úročené lombardné úvery. Sú poskytované proti zástave cenných papierov. Využívajú ich banky, ktoré majú výraznejšie problémy s likviditou a nemajú možnosť získať diskontný úver. V porovnaní s diskontnou sadzbou je lombardná sadzba vyššia z dôvodu vyššej rizikovosti úveru. Táto sadzba stanovuje hornú mez pre pohyb krátkodobých úrokových sadzieb na peňažnom trhu. Sú ňou úročené taktiež aj prostriedky marginálnej zápožičnej facility, ktoré sa využívajú v prípade, ak komerčná banka behom dňa nesplatí úvery centrálnej banke.

Operácie na voľnom trhu môžeme definovať ako nákup alebo predaj štátnych cenných papierov. Sú považované za veľmi rozšírený nástroj regulácie menovej bázy aj krátkodobej úrokovej miery. Predmetom transakcií sú štátne pokladničné poukážky alebo pokladničné poukážky centrálnej banky obchodované medzi centrálnou bankou a komerčnými bankami. Tieto operácie majú bezhotovostný charakter. V prípade ich realizácie sa menia iba rezervy bánk (teda nie obeživo), čo sa v rovnakom rozsahu prejaví v zmene menovej bázy. Pri nákupe cenných papierov centrálnou bankou dochádza, za inak nezmenených okolností, k zvyšovaniu rezerv bánk a tým aj menovej bázy. Naopak, ich predajom dochádza k znižovaniu rezerv a menovej bázy. Sprostredkovane sa zmeny rezerv bánk odzrkadlia aj v zmenách krátkodobej

úrokovej miery. Centrálna banka však môže krátkodobé úrokové miery ovplyvniť aj bezprostredne vyhlásením úrokových podmienok nákupu alebo predaja cenných papierov. Pri realizácii tohto nástroja sa musí centrálna banka rozhodnúť, či je jej hlavným cieľom ovplyvniť menovú bázu alebo krátkodobú úrokovú mieru.

Operácie na voľnom trhu môže centrálna banka vykonávať prostredníctvom priamych operácií, repo operácií a switch operácií. V prípade **priamych operácií** ide o nákup alebo predaj štátnych cenných papierov, pričom hlavným cieľom je zmena menovej bázy. Vplyv týchto obchodov na krátkodobú úrokovú mieru závisí od toho, či centrálna banka stanoví úrokové sadzby. Ako už bolo spomenuté, **repo operácie** sú charakterizované kombináciou dvoch protismerných transakcií. Centrálna banka predáva cenné papiere s tým, že ich po určitej dobe späť odkúpi. Tieto operácie však vedú len k dočasnej zmene menovej bázy. Pri termínových repo operáciách prebehne spätná väzba v presne stanovenom termíne. Pri netermínových repo operáciách môžu banky transakciu uskutočniť kedykoľvek do stanoveného termínu. **Switch operácie** využívajú centrálna banka na ovplyvnenie krátkodobej úrokovej miery a to pomocou nákupu a predaja cenných papierov s rôznou lehotou splatnosti. Tieto operácie fungujú na princípe výmeny rovnakých cenných papierov v rovnakom objeme, ktoré sa líšia iba lehotou splatnosti. Zúčastnené strany platia iba úrokové rozdiely. (Revenda, 2012)

Povinné minimálne rezervy predstavujú povinne vytvárané vklady bánk v centrálnej banke. V prípade komerčných bánk predstavujú položku aktív, v súvahe centrálnej banky ich nájdeme na pasívach. Ich výška je stanovená percentuálnou sadzbou z priamych vkladov uložených v bankách. Tieto rezervy nemajú priamy vplyv na menovú bázu ani krátkodobú úrokovú mieru, avšak ovplyvňujú peňažný multiplikátor. Zvýšenie sadzieb povinných minimálnych rezerv, za inak nezmenených okolností, znižuje hodnotu peňažného multiplikátoru. Naopak, zníženie sadzieb vedie k zvýšeniu peňažného multiplikátoru. Vplyv povinných minimálnych rezerv je sprostredkovaný, tj. pri zvýšení sadzieb bude mať krátkodobá úroková miera tendenciu rásť a pri znížení sadzieb sa bude očakávať tlak na pokles krátkodobej úrokovej miery. (Revenda, 2012)

Devízové intervencie využívajú centrálna banka k ovplyvňovaniu devízového kurzu. Môžu sa uskutočňovať prostredníctvom nepriamych intervencií, pri ktorých dochádza k zmene úrokových sadzieb centrálnej banky. Centrálna banka však využíva častejšie priame (devízové) intervencie, tj. nákup a predaj domácej meny za zahraničnú. Keďže centrálna banka prevádza priame intervencie vo vzťahu k ďalším bankám v ekonomike, prejaví sa tieto operácie v zmene menovej bázy. Vzhľadom na to, že tieto operácie majú výlučne

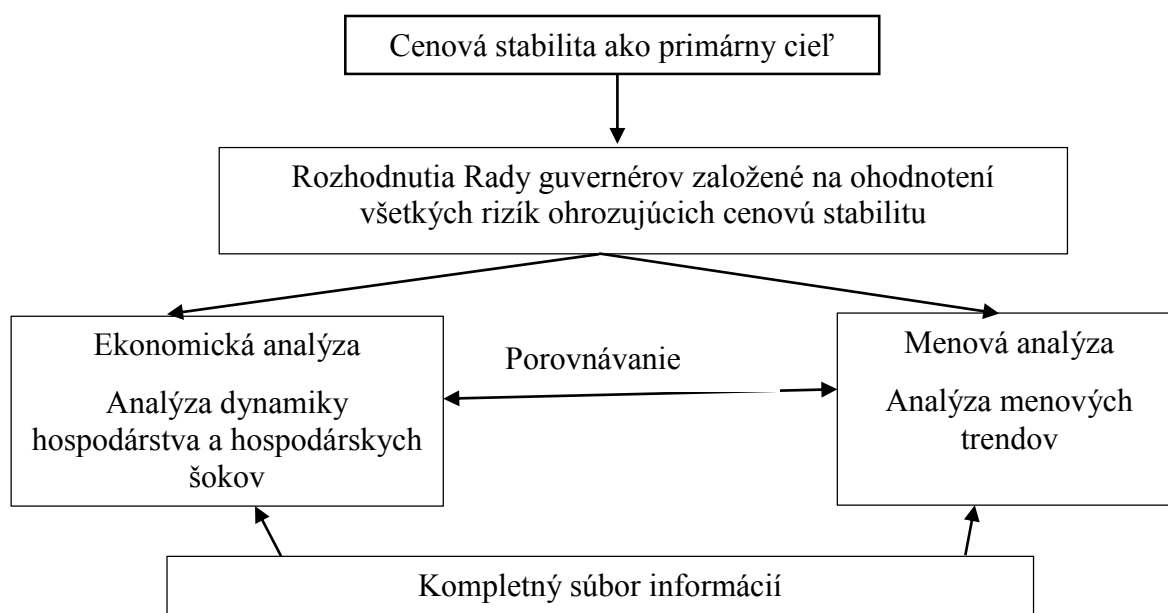
bezhotovostnú podobu, nákup zahraničných mien zvýši rezervy bank a menovú bázu. Opačný prípad nastane pri predaji zahraničných mien, kedy dôjde k zníženiu menovej bázy. Preto sa centrálna banka snaží dopady na menovú bázu sterilizovať pomocou vynútených operácií na voľnom trhu. Ide napríklad o predaj cenných papierov za domácu menu pri nákupe zahraničných mien.

2.3.3 Menová politika ECB

ECB spolu s národnými centrálnymi bankami 19 členských štátov tvoria eurosystém, tj. systém centrálnych bánk eurozóny. Ide o krajiny, ktoré prijali spoločnú menu euro. Eurosystém tvorí podmnožinu Európskeho systému centrálnych bánk (ESCB), do ktorého patria aj krajiny, ktoré spoločnú menu euro nezaviedli.

ECB sa rozhodla zaviesť úplne novú a do tej doby žiadnymi centrálnymi bankami nerealizovateľnú cenovú stratégiu. Hlavné prvky novej stratégie vyhlásila v roku 1998 a skladajú sa z kvantitatívnej definície cieľa cenovej stability a dvojpilierového rámca založeného na analýze rizík ohrozujúcich cenovú stabilitu. Stanovenie vhodnej stratégie pre menovú politiku ECB je veľmi dôležité, a to najmä preto, že vysvetľuje konanie banky širokému publiku transparentným a zrozumiteľným spôsobom. K transparentnosti stratégie menovej politiky prispieva jasná formulácia cieľov a postupov k ich dosiahnutiu. Pomocou takéhoto konania si ECB získava kredibilitu, ktorá jej umožňuje ovplyvňovať inflačné očakávania tak, aby boli v súlade s cieľmi ECB. Stratégia sa skladá z jednotlivých prvkov, ktorých vzájomné väzby a postavenie znázorňuje Obr. 2.3.

Obr. 2.3 Stratégia ECB



Zdroj: ECB, 2011

Prvým prvkom menovej politiky ECB je **kvantitatívna definícia cieľa cenovej stability**. Podľa zakladajúcej zmluvy Európskeho spoločenstva je primárnym cieľom jednotnej menovej politiky udržiavanie cenovej stability. Tá prispieva k tvorbe priaznivého ekonomického prostredia a vytvára podmienky pre vyššiu zamestnanosť a udržateľný rast ekonomiky v strednodobom horizonte. Kvantitatívnu definíciu cenovej stability Rada guvernérov ECB stanovila ako medziročný rast harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien (HICP) v eurozóne pod 2 %. Zároveň Rada guvernérov vymedzila aj časové obdobie relevantné pre udržiavanie stability (strednodobý horizont) a upresnila, že k zachovaniu cenovej stability by sa miera inflácie mala udržiavať blízko pod hranicu 2 %. Okrem toho musí eurosystém podporovať všeobecnú hospodársku politiku, ktorá zahŕňa okrem iného dosiahnutie „plnej zamestnanosti“ a „vyváženého hospodárskeho rastu“. V zmluve sú ciele usporiadané hierarchicky. Zaisťovaním hlavného cieľa prispieva menová politika k plneniu ostatných cieľov, napríklad vysokému stupňu zamestnanosti a hospodárskemu rastu. (ECB, 2011)

Hranica 2 % poskytuje ECB dostatočné rozpätie pre prevádzanie menovej politiky bez rizika deflácie a poskytuje väčší priestor pre stimuláciu agregátneho dopytu znižovaním úrokovej miery. Takisto zohľadňuje možné nadhodnotenie miery inflácie merané pomocou HICP vzhľadom k ich skutočným hodnotám. Zároveň znižuje riziko deflácie v niektorých krajinách. Dopady pôsobenia menovej politiky nemusia byť v každej krajine eurozóny rovnaké.

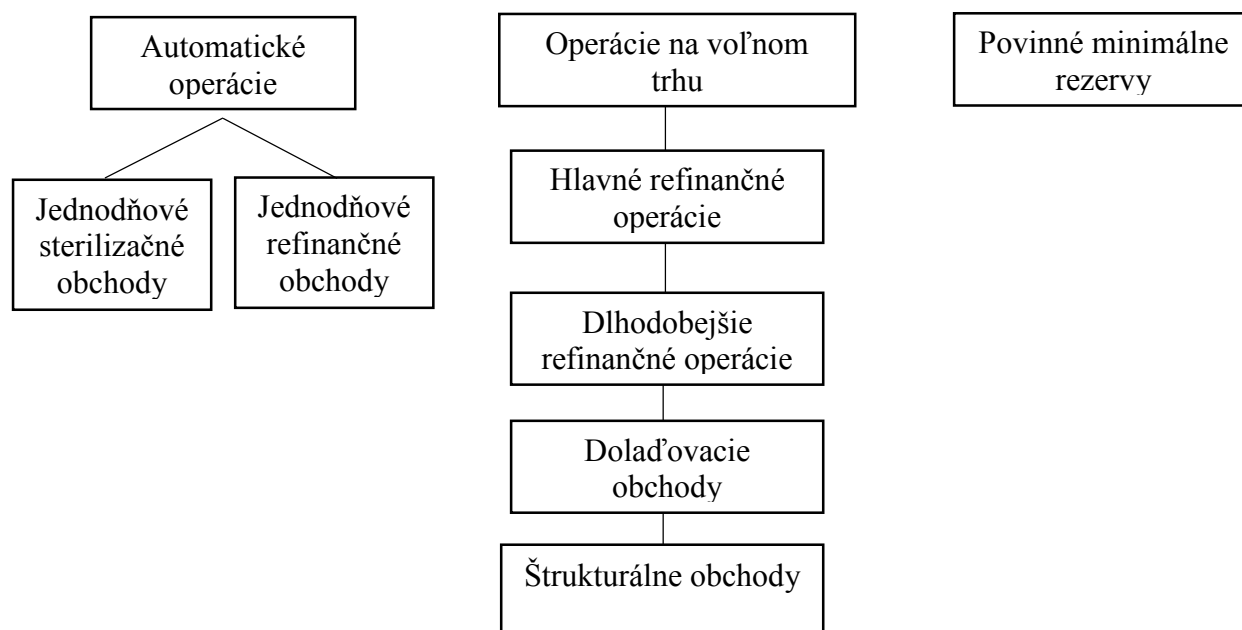
Strednodobý výhľad pre udržiavanie cenovej hladiny je stanovený z dôvodu, že ECB nemôže ovplyvniť vývoj cenovej hladiny behom niekoľkých týždňov či mesiacov.

Druhý prvok stratégie menovej politiky ECB je tvorený dvojpilierovým rámcom. Ten poskytuje všetky potrebné analýzy a informácie, pomocou ktorých ECB rozhoduje o prijatí vhodného opatrenia. Prvý pilier predstavuje **menová analýza**. Tá je založená na stabilnej dlhodobej väzbe medzi cenovou hladinou a peňažnými agregátmi. Zahŕňa komplexnú analýzu vývoja úverových a vkladových agregátov. ECB stanovila referenčnú hodnotu pre rast peňažného agregátu M3 a to vo výške 4,5 %. Rast M3 je považovaný za kompatibilný s cenovou stabilitou v strednodobom horizonte. Výrazný alebo dlhodobý odklon rastu M3 od referenčnej hodnoty môže signalizovať riziko pre cenovú stabilitu v strednodobom horizonte. Keďže referenčná hodnota nie je menovým cieľom, neusiluje sa ECB udržať rast M3 v rámci referenčnej hodnoty zmenou úrokových sadzieb. Analýza rastu menovej zásoby je doplnená aj rozborom jednotlivých zložiek peňažného agregátu M3. Druhý pilier je založený na **ekonomickej analýze**. Vychádza z predpokladu, že cenová hladina v krátkom období je určená interakciou ponuky a dopytu na trhu statkov a služieb. Je zameraná na hodnotenie krátkodobých a strednodobých determinantov cenového vývoja. Ide najmä o posúdenie vývoja HDP, trhu práce, cenových a nákladových indikátorov, fiškálnej politiky a platobnej bilancie.

Na úspešnosť udržania cenovej stability vplyva aj očakávanie ekonomického vývoja. Preto je dôležitá komunikácia centrálnej banky s okolím. Vyhlásenia zástupcov ECB formujú očakávania o ďalšom vývoji hospodárskej a menovej situácie. Môžu mať okamžitý vplyv na výmenný kurz eura, tržné úrokové sadzby, mzdové vyjednávanie a to ako firmy určujú ceny tovarov a služieb.

Eurosystém využíva na dosiahnutie cieľov menovej politiky súbor nástrojov, medzi ktoré patria operácie na voľnom trhu (open market operations), poskytovanie automatických operácií (standing facilities) a stanovenie povinných minimálnych rezerv (minimum reserves). Pre lepšiu prehľadnosť sú nástroje menovej politiky graficky znázornené na Obr. 2.4.

Obr. 2.4 Nástroje menovej politiky v eurosystéme



Zdroj: ECB, 2011

Operácie na voľnom trhu patria medzi najpoužívanéjšie nástroje na riadenie hlavných úrokových sadzieb a likvidity na peňažnom trhu v krajinách eurozóny. Tieto operácie informujú verejnosť o ďalších zámeroch menovej politiky, plnia signalizačnú funkciu a výrazne ovplyvňujú správanie jednotlivých subjektov na trhu. ECB je hlavným iniciátorom týchto transakcií. Taktiež rozhoduje o nástroji, ktorý bude použitý a podmienkach pre jeho vykonanie. Dané rozhodnutia sú pre všetky zúčastnené subjekty záväzné.

V rámci eurosystému sa uskutočňujú operácie na voľnom trhu prostredníctvom piatich typov obchodov. Najčastejšie sú prevádzané reverzné obchody, tj. obchody na základe dohôd o spätnom odkúpení alebo zabezpečení úverov. Eurosystém využíva aj priame obchody, emisiu dlhových certifikátov, devízové swapy a prijímanie termínových vkladov. Na základe cieľa, pravidelnosti a postupov rozlišujeme hlavné refinančné operácie (main refinancing operations), dlhodobé refinančné operácie (long-term refinancing operations), dolaďovacie operácie (fine-tuning operations) a štrukturálne operácie (structural operations).

Hlavné refinančné operácie sú pravidelné reverzné operácie slúžiace na zaistenie likvidity. Predstavujú kľúčový nástroj pri dosahovaní cieľov monetárnej politiky a sú zdrojom refinancovania finančného sektora. Uskutočňujú sa týždenne so zvyčajnou splatnosťou jedného týždňa. ECB stanovuje minimálnu úrokovú sadzbu, za ktorú môžu komerčné banky získať

od jednotlivých centrálnych bánk likvidné prostriedky. Sú realizované formou štandardných tendrov.

Dlhodobé refinančné operácie taktiež slúžia na zaistenie likvidity. Uskutočňujú sa raz za mesiac a ich splatnosť je obvykle do troch mesiacoch. Sú založené na rovnakom princípe ako hlavné refinančné operácie. Ich cieľom je poskytnutie refinancovania na dlhšie obdobie. Sú taktiež realizované formou štandardných tendrov. Keďže pri využívaní tohto nástroja nie je cieľom signalizácia zámerov menovej politiky, centrálné banky obvykle konajú ako prijímatelia úrokových sadzieb.

Dolaďovacie operácie sú využívané na riadenie bezprostrednej likvidity na trhu a regulovanie úrokových sadzieb. Väčšinou sa uskutočňujú v podobe reverzných operácií. Môžu byť vykonávané aj prostredníctvom devízových swapov a prijímania termínových vkladov. Centrálné banky eurozóny ich uskutočňujú formou rýchlych tendrov alebo bilaterálnych transakcií (v závislosti od špecifického cieľa sledovaného týmito operáciami). V mimoriadnych prípadoch dolaďovacie operácie uskutočňuje aj samotná ECB.

Štrukturálne operácie sa vykonávajú predovšetkým v prípadoch, kedy je potrebné ovplyvniť štruktúru pozície finančného sektora voči eurosystému. Vykonávajú sa prostredníctvom emisie dlhových certifikátov, reverzných obchodov a priamych obchodov.

Automatické operácie sú využívané na ovplyvnenie jednoduchovej likvidity, signalizovanie zámerov menovej politiky a vytváranie jednoduchovej trhovej úrokovej sadzby. ECB môže tieto operácie ovplyvniť len prostredníctvom stanovenia úrokových sadzieb na denné peniaze. Realizujú sa decentralizovane jednotlivými centrálnymi bankami eurozóny. V rámci eurozóny sa automatické operácie využívajú vo forme jednoduchových refinančných operácií (marginal lending facility) a jednoduchových sterilizačných operácií (deposit facility).

Povinné minimálne rezervy musia držať úverové inštitúcie so sídlom v eurozóne na národných účtoch v centrálnych národných bankách. Sú úročené priemernou sadzbou pre hlavné refinančné operácie Eurosystému. Nadbytočné rezervy sú úročené buď nulovou sadzbou alebo sadzbou pre jednoduchové sterilizačné operácie.

Ako už bolo spomenuté v predchádzajúcej podkapitole, menovo-politické nástroje nie sú priamo prepojené s cieľom menovej politiky a nemôžu ho bezprostredne ovplyvniť. Transmisný mechanizmus v eurozóne, prostredníctvom ktorého sa rozhodnutia centrálnej banky premietajú do konečných cieľov, znázorňuje Obr. 2.5.

Obr. 2.5 Transmisný mechanizmus v eurozóne



Zdroj: ECB, 2011

Ako vidíme na Obr. 2.5 transmisný mechanizmus v eurozóne pôsobí prostredníctvom mnohých veličín. Keďže do práce nie je možné zahrnúť všetky, rozhodli sme sa v teoretickej časti popísať index priemyselnej produkcie.

Index priemyselnej produkcie predstavuje základný ukazovateľ konjunktúrnej štatistiky priemyslu. Meria vlastný výstup priemyselných odvetví a priemyslu celkom, ktorý je očistený od cenových vplyvov. Pri jeho výpočte sa vo väčšine prípadov vychádza z tržieb za vlastné výrobky a služby, ktoré sú precenené do stálych cien. V prípade vybraných odvetví charakterizujú vývoj odvetia fyzické objemy produkcie výrobných reprezentantov. Zvyčajne je tento index zverejňovaný na mesačnej báze. Pomocou tohto indexu môžeme získať predstavu o tom, ako sa v danej chvíli darí výrobnej sfére.

3 Využitie viacrozmerých časových rád v ekonómii

Ekonomické vzťahy získané z reálnych dát môžeme matematicky popísať vďaka ekonometrickým metódam. S ich pomocou môžeme overiť rôzne ekonomické teórie a ich platnosť v realite. Táto kapitola bude preto venovaná popisu stochastických procesov, testov stacionarity a kointegrácie. Následne charakterizujeme Vector error correction model (VEC), ktorý budeme v tejto práci využívať.

Pri tvorení záverov ekonometrickej analýzy musíme zohľadniť, že ekonomické dáta sú mnohokrát generované procesmi, ktoré majú dynamický charakter. Z tohto dôvodu sú často do množiny vysvetľujúcich premenných zahrňované aj oneskorené alebo minulé hodnoty exogénnych aj endogénnych veličín. Ak obsahuje regresná rovnica okrem bežných, aj rôznym spôsobom oneskorené hodnoty exogénnych premenných, ide o model rozdielných oneskorení. Ak do regresie zahrnieme oneskorené hodnoty vysvetľovanej endogénnej premennej v podobe vysvetľujúcich premenných jedná sa o autoregresný model (AR). (Hlušek, 2007)

3.1 Stochastické procesy

Arlt (2009) definuje stochastický proces ako v čase usporiadanú radu náhodných veličín $Y(s, t)$, $s \in S, t \in T$, pričom S predstavuje výberový priestor a T indexovú radu. Pre každé $t \in T$ predstavuje $Y(., t)$ náhodnú veličinu definovanú na výberovom priestore S . Pre každé $s \in S$ je $Y(s, .)$ realizáciou stochastického procesu, ktorá je definovaná na indexnej rade T (ide teda o usporiadanú radu čísiel, z ktorej každá zodpovedá jednej hodnote indexnej rady).

Pre stochastický proces $\{Y_t, t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ definujeme funkciu strednej hodnoty μ_t , variančnej funkcie σ_t^2 , kovariančnej funkcie $\gamma(t, t-k)$ a korelačnej funkcie $\rho(t, t-k)$, kde $k = \dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots$ medzi Y_t a Y_{t-k} a to podľa vzorcov (3.1) až (3.4) nasledovne:

$$\mu_t = E(Y_t), \quad (3.1)$$

$$\sigma_t^2 = E(Y_t - \mu_t)^2, \quad (3.2)$$

$$\gamma(t, t-k) = E(Y_t - \mu_t) \cdot (Y_{t-k} - \mu_{t-k}), \quad (3.3)$$

$$\rho(t, t-k) = \frac{\gamma(t, t-k)}{\sigma_t \cdot \sigma_{t-k}}. \quad (3.4)$$

Aby sme sa mohli na základe skúmania stochastického procesu založeného na pozorovaniach dopracovať k vierohodným štatistickým záverom, je nutné dodržať určité

predpoklady o jeho štruktúre. Stochastický proces sa nazýva stacionárny v prípade, ak pre všetky t platí, že $\mu_t = \mu$, $\sigma_t^2 = \sigma^2$ a kovariančná funkcia $\gamma(t, t-k)$ a korelačná funkcia $\rho(t, t-k)$ závisí iba na časovej vzdialenosti náhodných veličín. Dané vlastnosti môžeme vyjadriť pomocou vzťahov (3.5) a (3.6): (Arlt, 2007)

$$\gamma(t, t-k) = \gamma(t, t+k) = \gamma_k, \quad (3.5)$$

$$\rho(t, t-k) = \rho(t, t+k) = \rho_k. \quad (3.6)$$

Stacionaritu rozlišujeme na striktnú stacionaritu a slabú stacionaritu. V prípade striktnej stacionarity je pravdepodobnostné chovanie príslušného stochastického procesu invariantné voči pôsobeniu v čase, teda rozdelenie náhodného vektoru $(y_{t_1}, \dots, y_{t_k})$ je rovnaké ako rozdelenie vektoru $(y_{t_1+h}, \dots, y_{t_k+h})$ pre každé h . Pri slabej stacionarite stačí, aby príslušný proces bol pre každé h invariantný voči posunom v čase iba v rámci momentov do druhého rádu. (Cipra, 2008)

Ak nie sú splnené podmienky ani pre slabú stacionaritu, daný rád označujeme ako nestacionárny, pričom rozlišujeme modely s deterministickým trendom a stochastickým trendom.

V modeli s deterministickým trendom môžeme eliminovať trend pomocou regresie. Po úprave bude daná rada stacionárna. Model je zobrazený pomocou rovnice (3.7):

$$y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t, \quad (3.7)$$

kde α predstavuje voľný parameter, β charakterizuje prírastok rady y_t pri zmene času t o jednotku a ε_t vyjadruje biely šum.

Proces bieleho šumu môžeme definovať ako stochastický proces $\{\varepsilon_t\}$, ktorý je tvorený ako postupnosť nezávislých a rovnako rozdelených náhodných veličín, pričom musia platiť vzťahy (3.8) až (3.10): (Arlt 2007)

$$E(\varepsilon_t) = 0, \quad (3.8)$$

$$\sigma_t^2(\varepsilon_t) = \sigma_a^2 > 0, \quad (3.9)$$

$$\gamma_k = \text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0, \text{ pre všetky } k \neq 0, \quad (3.10)$$

ktoré predstavujú nulovú strednú hodnotu, konštantný rozptyl a nekorelovateľnosť náhodných veličín.

Stacionárne časové rady v dlhodobom časovom horizonte konvergujú k svojej konštantnej strednej hodnote a vyznačujú sa konečnou varianciou. Nestacionárne rady nemajú z dlhodobého hľadiska strednú hodnotu, ku ktorej by konvergovali. Ich variancia sa mení v závislosti od času. Pri ich využití môže dôjsť k tzv. zdanlivej regresii. Ide o taký regresný vzťah, ktorý je významný len zdanlivo, bez racionálnej podstaty.

3.2 Testovanie stacionarity

V mnohých prípadoch nie je možné jednoznačne určiť stacionaritu časového rádu z grafov. Preto sa v ekonometrii využívajú aj testy jednotkových koreňov, z ktorých najrozšírenejšie sú Dickey-Fuller test (DF test), Phillips-Perron test (PP test) a Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test (KPSS). V tejto práci budeme stacionaritu testovať pomocou rozšíreného Dickey-Fuller testu (ADF) a PP testu.

V prípade DF testu boli navrhnuté tri varianty súhrnné označované ako τ -testy, ktoré definujeme pomocou nulovej a alternatívnej hypotézy.

Nulová hypotéza H_0 v tomto prípade tvrdí, že proces je nestacionárny, čo vyjadríme pomocou vzťahu (3.11):

$$H_0 : \Delta y_t = \psi \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.11)$$

kde ψ odhadovaný parameter a platí $\psi = 0$.

Alternatívna hypotéza H_1 tvrdí, že proces je stacionárny a vyjadríme ju pomocou vzťahu (3.12):

$$H_1 : \Delta y_t = \alpha + \beta \cdot t + \psi \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.12)$$

kde platí $\psi < 0$.

Testovú štatistiku DF stanovíme pomocou t-pomeru vzťahom (3.13):

$$DF = \frac{\hat{\psi}}{\hat{\sigma}(\hat{\psi})}, \quad (3.13)$$

pričom $\hat{\sigma}(\hat{\psi})$ vyjadruje štandardnú chybu odhadovaného parametru.

Na základe porovnania získanej testovej štatistiky s hodnotami v Dickey-Fullerových tabuľkách rozhodneme, či hypotézu H_0 prijímame alebo zamietame.

Nevýhodou DF testu je, že je použiteľný iba v prípade, ak testovaný proces je AR(1). Ak má však proces korelované oneskorenie vyššieho rádu, je porušený predpoklad o bielom šume odchýlok ε_t . Z tohto dôvodu bol navrhnutý rozšírený Dickey-Fuller test (ADF), ktorý upravuje chyby vyplývajúce z vyššieho rádu autokorelácie. Do regresnej rovnice je pridaných p oneskorených diferencií procesu $\{y_t\}$. V prípade ADF testu sú hypotézy pozmenené a vyjadrujú ich vzťahy (3.14) a (3.15):

$$H_0 : \Delta y_t = \psi \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3.14)$$

$$H_1 : \Delta y_t = \alpha + \beta t + \psi \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

pričom testovacie kritérium a kritické hodnoty sú rovnaké ako v prípade pôvodného Dickey-Fuller testu.

Pri testovaní ADF testom musíme špecifikovať deterministické členy a počet oneskorení diferencií p zahrnutých do regresie. Problém s určením deterministických členov môžeme vyriešiť zahrnutím konštanty a trendového člena do regresie. Avšak v prípade zahrnutia nepodstatného regresora sa sila testu zníži. Z tohto dôvodu sa odporúča použiť špecifikáciu, ktorá je vzhľadom na testovaný rád vyhovujúca v prípade oboch hypotéz. Ďalej je nutné rozhodnúť o počte oneskorení p , ktorý zvyčajne stanovujeme na základe informačného kritéria (Akaike, Schwartz, Hannan –Quinn). V prípade, ak zadáme príliš malý počet, nepodari sa nám odstrániť seriálovú koreláciu. Naopak, pri príliš veľkom počte sa zníži sila testu.

PP test je podobný ako ADF test, avšak rozdiel spočíva v rozličnom prístupe k odstráneniu sériovej korelácie a heteroskedasticity v šokoch. Zatiaľ čo pri ADF teste je sériová korelácia odstránená pomocou parametrického autoregresného procesu AR(p), v prípade PP testu odchádza priamo ku korekcii odhadnutej smerodajnej odchýlky v menovateli pôvodnej DF-štatistiky, ktorú zobrazuje vzťah (3.13). Výhodou tohto testu je, že pri ňom nemusíme určovať informácie o počte oneskorení p .

3.3 Kointegrácia

Charakteristickou vlastnosťou makroekonomických časových rád je ich nestacionarita. Štandardné testy preto v mnohých prípadoch indikujú významné vzťahy, avšak tieto vzťahy môžu byť len zdanlivé. Ako už bolo spomenuté, pri vytváraní regresných modelov by sme mali z dôvodu zamedzenia falošnej regresie pracovať so stacionárnymi časovými radami. Niekoľkonásobným diferencovaním časového rádu síce získame stacionaritu, avšak strácame informácie o ich dlhodobých vzťahoch. Preto je nutné časové rady kointegrovať.

V prípade modelovania viacrozmerných ekonomických časových rad je potrebné rozlišovať medzi krátkodobými a dlhodobými vzťahmi. Krátkodobé vzťahy medzi časovými radami existujú len v relatívne krátkom období a časom miznú. Naopak, dlhodobé vzťahy sa vyznačujú dlhodobým trvaním a postupom času nemiznú. Tieto vzťahy súvisia s rovnovážnym stavom (equilibrium), ktorý môžeme definovať ako stav, ku ktorému je systém neustále priťahovaný.

Časové rady sú v equilibriu v prípade, ak je odklon smeru vývoja iba krátkodobý, časom sa vytráca a existuje mez, za ktorú už nemôžu ísť. Štatisticky môžeme tento stav pomenovať ako kointegráciu časových rád. Ak časové rady nemajú stanovenú mez, tj. nie sú v equilibriu, označujeme ich ako nekointegrované časové rady. (Arlt, 2007)

V prípade, že X_t a Y_t , ktoré sú integrované prvého rádu, tj. $I(1)$ sú nestacionárne časové rady, ich lineárna kombinácia predstavuje integrovaný proces $I(1)$ alebo $I(0)$. Tieto rady sú kointegrované, ak pri ich kombinácii získame stacionárny proces $I(0)$. Z kointegrácie medzi časovými radami $X_{t,m}$ a Y_t vyplýva existencia dlhodobého vzťahu medzi nimi, tj. dlhodobá rovnováha. Z krátkodobého hľadiska v rovnováhe byť nemusia.

Obece môžeme definovať kointegráciu rádu (d,b) pričom platí $d \geq b \geq 0$, kde $y_{1t} \sim I(d)$, ..., $y_{mt} \sim I(d)$ a existuje netriviálna lineárna kombinácia týchto dvoch radov, ktorá je typu $I(d-b)$. Daný vzťah je možné zapísať aj ako $\{y_t\} \sim CI(d,b)$, kde CI symbolizuje kointegráciu. (Cipra, 2008).

Testovanie kointegrácie spočíva v stanovení počtu r kointegračných vzťahov v danom modeli. Kointegrácia sa v modeli vyskytuje v prípade, ak $r > 0$.

Teóriou kointegrácie sa začal zaoberať Granger a následne ju podrobnejšie spracovali Engle a Granger. Ich tvrdenia sú založené na skúmaní štatistických vlastností lineárnych

kombinácií dvoch integrovaných premenných. Predpokladajme lineárny regresný model, ktorý je vyjadrený rovnicou (3.16):

$$Y_t = \beta \cdot X_t + \varepsilon_t, \quad (3.16)$$

kde platí $t=1,2,\dots,T$. a β predstavuje kointegračný vektor.

Základnou podmienkou tohto modelu je, že obe premenné sú integrované rovnakého radu (v prípade, že by táto podmienka nebola splnená, nemali by zložky ε_t náhodný charakter a neboli by stacionárne). Napríklad, ak sú premenné Y_t a X_t integrované prvého radu, tak v prípade existencie nenulového parametru β pre ktoré je ich lineárna kombinácia $\varepsilon_t = Y_t - \beta \cdot X_t$ stacionárna, tj. $I(0)$, označujeme Y_t a X_t kointegrovanými premennými a značíme ich $CI(1,1)$. To znamená, že obe premenné Y_t a X_t sa za predpokladu „ceteris paribus“ od seba príliš neodkláňajú, pretože zložka ε_t , vyjadrujúca odchýlku od rovnováhy, má konštantný rozptyl a kolíše náhodným spôsobom okolo fixnej rovnovážnej úrovne. (Hušek, 2007)

Nevýhodou tohto testu je, že v prípade nestacionárnych veličín je odhad modelu metódou najmenších štvorcov značne nespoľahlivý. Taktiež v prípade viacerých kointegračných vzťahov nemôžeme ovplyvniť, ktorý zo vzťahov vlastne odhadujeme.

V praxi sa preto najčastejšie kointegrácia testuje pomocou Johansenových testov. Sú založené na princípe maximálne vierohodného dohadu (ML- odhadu) tzv. kanoických korelácií. Kanoické korelácie merajú parciálnu závislosť medzi m -rozmernými vektormi Δy_t a y_{t-1} pri pevných hodnotách vektoru $\Delta y_t, \dots, \Delta y_{t-1+p}$. Ide o druhé odmocniny vlastných čísiel $\lambda_1, \dots, \lambda_m$. Pre príslušné ML-odhady $\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_m$ týchto vlastných čísiel musí platiť $1 \geq \hat{\lambda}_1 \geq \hat{\lambda}_2 \geq \dots \geq \hat{\lambda}_m \geq 0$

Johansnové testy spočívajú v odhade vlastných hodnôt $\hat{\lambda}$ matice Π , pričom počet odhadnutých vlastných nenulových hodnôt je rovný hodnosti matice Π .

Najčastejšie sú využívané nasledujúce dva Johanesnové testy:

Test Johansenovej Trace štatistiky zobrazuje vzťah (3.17):

$$\lambda_{trace}(r) = -n \cdot \sum_{i=r+1}^m \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.17)$$

kde n predstavuje počet pozorovaní a r počet kointegračných vzťahov.

Nulovú hypotézu H_0 prijímame v prípade, ak počet kointegračných vzťahov nie je viac ako r . Naopak, pre alternatívnu hypotézu H_1 platí, že počet kointegračných vzťahov je viac ako r . Test zamietne nulovú hypotézu H_0 v prípade, ak $\lambda_{trace}(r)$ je väčšie ako príslušná kritická hodnota. Pri testovaní je postupne odstraňované najväčšie číslo. Ak hypotézu H_0 zamietneme, existuje aspoň jeden kointegračný vzťah a pokračujeme v testovaní s poopravenými hypotézami $H_0 : \lambda_{trace}(r) = 1$ a $H_1: \lambda_{trace}(r) > 1$. Model testujeme dovtedy, kým nezamietneme nulovú hypotézu H_0 , tj. pre $r = 0, 1, \dots, m-1$. V prípade, ak sa všetky $\lambda_i = 0$, potom aj $\lambda_{trace}(r) = 0$ a v modeli sa nenachádza žiadny kointegračný vzťah.

Test Johansenovej štatistiky maximálnej vlastnej hodnoty zobrazuje vzťah (3.18):

$$\lambda_{\max}(r) = -n \cdot \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (3.18)$$

Pri tomto teste prijímame nulovú hypotézu H_0 , ak počet kointegračných vzťahov je rovný r . Alternatívnu hypotézu H_1 prijímame, ak je počet kointegračných vzťahov $r+1$. K zamietnutiu nulovej hypotézy dochádza, ak $\lambda_{trace}(r)$ je väčšie ako daná kritická hodnota. Tento test sa taktiež prevádza pre $r = 0, 1, \dots, m-1$. Rozdiel oproti predošlému Trace testu spočíva vo výbere testovaných vlastných hodnôt, pretože pri teste pomocou maximálnej vlastnej hodnoty sa zohľadňuje aj výška vlastných hodnôt a do hypotézy H_0 sa vyberá najvyššia. Opäť testujeme postupne pre $r = 0, 1, \dots, n-1$, až kým nedôjde k zamietnutiu nulovej hypotézy. (Cipra, 2008)

3.4 Vector error correction model

Tento model sa nazýva aj model korekcie chyby (EX – „error correction“) Je založený na krátkodobých vzťahoch medzi procesmi, tj. vzťahoch medzi diferencovanými (stacionarizovanými) procesmi a zároveň na dlhodobých vzťahoch, tj. vzťahoch medzi nediferencovanými procesmi.

Máme dve rady $\{x_t\}$ a $\{y_t\}$ pričom obe sú nestacionárne typu $I(1)$. Keďže v prípade VEC modelu nás zaujíma vzťah medzi premennými x a y až po jeho dlhodobom vyvážení do rovnovážneho stavu (tj. prírastky premenných za časové obdobie sú takmer nulové) musíme doň zahrnúť aj korekčný člen $y_{t-1} - \beta \cdot x_{t-1}$. Daný model zobrazuje vzorec (3.19):

$$\Delta y_t = \gamma \cdot \Delta x_t + \alpha \cdot (y_{t-1} - \beta \cdot x_{t-1}) + \varepsilon_t, \quad (3.19)$$

kde γ popisuje krátkodobé a β dlhodobé kointegračné vzťahy medzi premennými. Parameter α , nazývaný aj koeficient adjustácie, stanovuje veľkosť prispôbovania rovnovážnemu stavu.

Princíp modelu spočíva v tom, že popisuje nielen krátkodobý vzťah medzi prírastkami Δx_t , Δy_t , ale model zároveň prevádza korekcie v prípade, ak sa krátkodobé zmeny oboch veličín odchyľujú od ich dlhodobého rovnovážneho vzťahu. Korekčný člen je vytvorený z úrovnových hodnôt premenných x a y v predchádzajúcom čase $t-1$ preto, lebo korekciu pre čas t v čase t ešte nepoznáme.

Konštrukcia VEC modelu sa opiera o tzv. Grangerovu vetu, podľa ktorej hodnosť r matice Π stanovuje počet kointegračných vzťahov v danom VEC modeli. Počet jednotkových koreňov v m časových radách stanovíme ako $m - r$.

Keďže v práci budeme využívať VEC model v rámci vektorového autoregresného modelu VAR, na vysvetlenie modelu využijeme m -rozmerný model $VAR(p)$, ktorý zobrazuje rovnica (3.20):

$$y_t = \Phi_1 \cdot y_{t-1} + \dots + \Phi_p \cdot y_{t-p} + \varepsilon_t. \quad (3.20)$$

V prípade, ak platí, že $y_{1t} \sim I(1), \dots, y_{mt} \sim I(1)$, môžeme daný model previesť na VEC model, ktorého tvar zobrazuje vzťah (3.21):

$$\Delta y_t = \Pi \cdot y_{t-1} + \Gamma \cdot \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \cdot \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t, \quad (3.21)$$

kde Π predstavuje hodnosť matice a p počet oneskorení.

To, či pre daný model je vhodná metóda VEC zistíme na základe hodnosti matice Π . Tá môže nadobúdať nasledujúce tri hodnoty:

- ak $r = h(\Pi) = 0$ sú obe rady $\{y_{1t}\}$ a $\{y_{2t}\}$ nestacionárne typu $I(1)$ a nie je medzi nimi žiadny kointegračný vzťah,
- ak $r = h(\Pi) = 2$, má matica Π plnú hodnosť, obe jej vlastné čísla sú nenulové. V tomto prípade je model VAR stacionárny a nemá zmysel ho pomocou diferenciácie prevádzať na VEC model.
- ak $r = h(\Pi) = 1$, tak z oboch vlastných čísiel Π je práve jedno nenulové a obe jednorozmerné rady $\{\Delta y_{1t}\}$ a $\{\Delta y_{2t}\}$ sú stacionárne. V tomto prípade je vhodné na modelovanie použiť VEC model. (Cipra, 2008)

3.5 Verifikácia modelu

Verifikácia predstavuje overenie reálnosti modelu. Odhadnutý model testujeme pomocou štatistickej, ekonometrickej a ekonomickej verifikácie. Testami štatistickej verifikácie hodnotíme, či je model presný a spoľahlivý. Medzi základné metódy overenia patria najmä stanovenie koeficientu determinácie, upraveného koeficientu determinácie a taktiež aj testovanie štatistickej významnosti modelu. Ekonometrickou verifikáciou modelu potvrdzujeme, že model je zostavený správne a nie je ovplyvňovaný napríklad zahrnutím nevhodnej premennej. Využívame test normality, test autokorelovateľnosti a test heteroskedasticity. Prostredníctvom ekonomickej verifikácie overujeme, či sú hodnoty parametrov v súlade s ekonomickou teóriou.

Koeficient determinácie

Pomocou koeficientu determinácie R^2 môžeme stanoviť, akú časť celkovej variability závislej premennej model vysvetľuje. Vyjadruje teda pomer, v akom sú zmeny výstupu modelu spôsobené vysvetľujúcimi premennými. Zvyšok modelu je ovplyvňovaný reziduálnou zložkou. Hodnota tohto koeficientu sa vyjadruje v percentách v intervale $<0,1>$. Čím viac sa koeficient determinácie približuje 1, tým je model presnejší. Koeficient determinácie môžeme stanoviť pomocou vzťahu (3.22):

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}, \quad (3.22)$$

kde ESS úplný súčet štvorcov, TSS predstavuje súčet reziduálnych štvorcov.

V praxi sa často pozíva korigovaný koeficient determinácie, ktorý stanovíme pomocou rovnice (3.23):

$$R_{adj}^2 = 1 - \left[\frac{n-1}{n-k} \cdot (1 - R^2) \right], \quad (3.23)$$

kde n je počet pozorovaní a k je počet vysvetľujúcich premenných plus jedna. Hodnota koeficientu sa pohybuje taktiež v intervale $<0,1>$, pričom je žiaduce, aby daný koeficient bol čo najbližšie 1.

F-test

Na zhodnotenie významnosti celého modelu využívame F-test. Nulová hypotéza H_0 predpokladá, že všetky koeficienty sú nulové. Alternatívna hypotéza H_1 je založená na predpoklade, že aspoň jeden koeficient je rôzny od nuly. Dané hypotézy môžeme zapísať nasledovne na základe vzťahov (3.24) a (3.25):

$$H_1 = \beta_1 = \beta_2 = 0, \quad (3.24)$$

$$H_1 = \beta_1 \neq 0 \text{ alebo } \beta_2 \neq 0. \quad (3.25)$$

Pri určovaní hypotéz porovnávame testovacie kritérium s kritickou hodnotou. Ak je vypočítaná hodnota F-štatistiky v absolútnej hodnote väčšia ako kritická, zamietame nulovú hypotézu H_0 (celkový model je nevýznamný) a prijímame alternatívnu hypotézu H_1 (celkový model je významný).

Výpočet testovacieho kritéria F_{vyp} môžeme stanoviť podľa vzťahu (3.26):

$$F_{\text{vyp}} = \frac{\frac{ESS}{df_1}}{\frac{RSS}{df_2}}, \quad (3.26)$$

kde ESS je hodnota štvorcov vysvetlených modelom, df_1 je počet premenných s úrovňovou konštantou znížený o jedno, RSS je reziduálny súčet štvorcov a df_2 stanovíme, keď od počtu pozorovaní odčítame počet premenných.

Kritickou hodnotu F-štatistiky vypočítame pomocou rovnice (3.27):

$$F_{\text{krit}} = F_{1-\alpha}(df_1, df_2) \quad (3.27)$$

pričom α je hladina významnosti, df_1 a df_2 je počet stupňov voľnosti.

Test normality

Na základe testu normality môžeme určiť, či dáta pochádzajú z normálneho rozdelenia. Zvyčajne je využívaný test Jarque-Bera, ktorý zohľadňuje vlastnosti koeficientov šikmosti a špicatosti v normálnom rozdelení. Testovacie kritérium stanovuje vzťah. (3.28):

$$W = T \cdot \left(\frac{\hat{\gamma}_1^2}{6} + \frac{\hat{\gamma}_2^2}{24} \right) \quad (3.28)$$

kde T je počet pozorovaní, γ_1^2 je koeficient šikmosti a γ_2^2 koeficient špicatosti.

Kritický obor na hladine významnosti α s asymptotickým rozdelením $\chi^2(2)$ vyjadruje vzťah (3.29):

$$W \geq \chi_{1-\alpha}^2(2) \quad (3.29)$$

V prípade platnosti nulovej hypotézy H_0 sú dáta z normálneho rozdelenia. Naopak, podľa alternatívnej hypotézy H_1 dáta nie sú z normálneho rozdelenia.

Test autokorelovateľnosti rezíduí

Prítomnosť autokorelácie v modeli môže viesť k nesprávnemu odhadu štandardnej chyby a následne k skresleným koeficientom v rovnici VEC modelu. V programe Eviews sa na jej zistenie využíva Breschov-Godfrey test. Pri tomto teste je potrebné určiť počet oneskorení p daného modelu. Ak je model štatisticky adekvátny, nemala by byť pri žiadnom počte oneskorení p nájdená významná autokorelovateľnosť.

Hodnota koeficientu determinácie R^2 stanovuje testovacie kritérium, ktoré je porovnávané s nasledovným kritickým oborom podľa vzťahu (3.30):

$$(T - p) \cdot R^2 \geq \chi_{1-\alpha}^2(p) \quad (3.30)$$

Podľa nulovej hypotézy H_0 nie sú reziduá autokorelovateľné. Alternatívna hypotéza H_1 potvrdzuje autokorelovateľnosť rezíduí.

Test heteroskedasticity

Heteroskedasticita je v modeli zistená v prípade, ak reziduálne zložky nemajú konštantný rozptyl. Na ich testovanie je v programe Eviews využívaný Whiteov test. Aj v tomto prípade určuje hodnota koeficientu determinácie R^2 testovacie kritérium. To je následné porovnávané s kritickým oborom podľa vzťahu (3.31):

$$(T - 6) \cdot R^2 \geq \chi_{1-\alpha}^2(m), \quad (3.31)$$

kde m predstavuje počet lineárnych obmedzení.

Nulová hypotéza H_0 vylučuje heteroskedasticitu v modeli. Naopak alternatívna hypotéza H_1 výskyt heteroskedasticity potvrdzuje.

4 Modelovanie vplyvu ponuky peňazí na infláciu

V tejto kapitole vytvoríme modely zhodnocujúce účinnosť menovej politiky ECB, ktorá ako sme už spomínali v druhej kapitole, je založená na stabilnej dlhodobej väzbe cenovej hladiny a peňažných agregátov. Budeme teda modelovať vplyv množstva peňazí na mieru inflácie. Keďže v menovej politike pôsobí transmisný mechanizmus, je cenová hladina ovplyvňovaná aj inými veličinami. Preto sme sa do modelov rozhodli zaradiť aj údaje o vývoji priemyselnej produkcie v eurozóne.

Mieru inflácie je možné vyjadrovať viacerými spôsobmi, napríklad indexom spotrebiteľských cien, indexom cien priemyselných výrobcov alebo implicitným cenovým deflátorom. Pre účely našej práce sme zostavili dva modely, ktoré sa odlišujú práve spôsobom vyjadrenia zmeny cenovej hladiny. Model HICP popisuje vzájomný dlhodobý vzťah medzi harmonizovaným indexom spotrebiteľských cien, peňažným agregátom M3 a indexom priemyselnej produkcie. V rámci modelu PPI testujeme vzájomný dlhodobý vzťah indexu cien priemyselných výrobcov, peňažného agregátu M3 a indexu priemyselnej produkcie.

Pre účely práce budeme využívať program Eviews 7, ktorý má v sebe zakomponované potrebné štatistické testy a procedúry využívané v rámci ekonometrického modelovania. Najskôr prevedieme potrebnú transformáciu dát. Následne dáta sezónne očistíme a zlogaritmujeme. Ďalším krokom bude otestovanie stacionarity jednotlivých veličín a to prostredníctvom ADF a PP testu. V prípade, ak budú časové rady nestacionárne v úrovniach a stacionárne v prvých diferenciách, môžeme prejsť k hľadaniu kointegračných vzťahov. Pomocou Schwarzovo a Hannan-quinn kritéria stanovíme v programe Eviews optimálny počet oneskorení. Po potvrdení existencie kointegračného vzťahu pomocou Johansenovho testu môžeme prejsť k zostrojeniu VEC modelu. Postupne zistíme významnosť jednotlivých koeficientov a dané rovnice interpretujeme.

4.1 Analýza časových rád a formulácia modelu

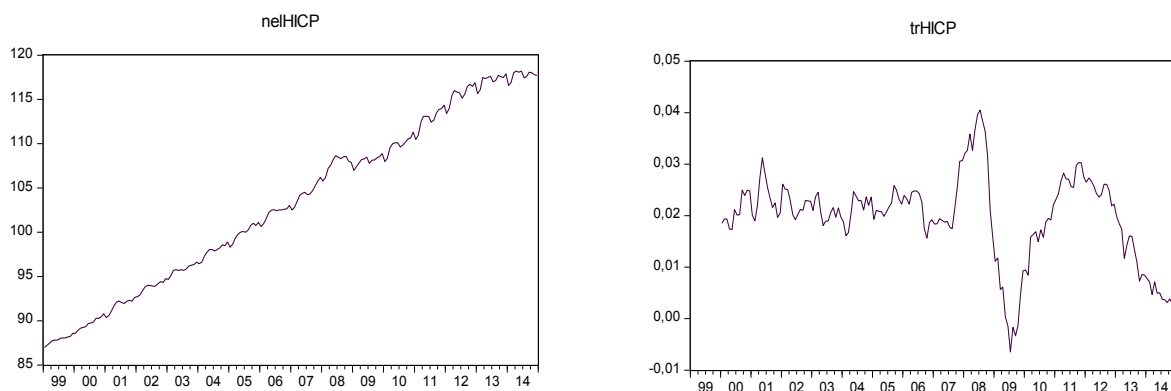
Dáta použité pre odhad oboch modelov sú na mesačnej báze a získali sme ich z internetovej stránky ECB. Pracovali sme s časovými radami od januára 1999 do decembra 2014, čo predstavuje 192 pozorovaní. Pôvodné údaje neboli sezónne očistené ani očistené o počet pracovných dní. Údaje, s ktorými sme pracovali, sú uvedené v Prílohe 1.

Použité časové rady:

- **nelHICP** – harmonizovaný index spotrebiteľských cien v eurozóne vyjadrujúci cenovú hladinu v krajinách eurozóny s mesačnou frekvenciou. Základné obdobie 100 = 2005,
- **nelPPI** – index cien priemyselných výrobcov v eurozóne vyjadrujúci ceny výrobcov v krajinách eurozóny s mesačnou frekvenciou. Základné obdobie 100 = 2010,
- **nelM3** - veľkosť menového agregátu M3 v eurozóne vyjadrený v miliónoch EUR,
- **nelPI** – index priemyselnej produkcie eurozóny vyjadrený na mesačnej báze, zahrňujúci 18 krajín eurozóny. Základné obdobie 100 = 2010.

Vývoj časových rád a ich tempa rastu sú zobrazené na Obr. 4.1 až Obr. 4.4.

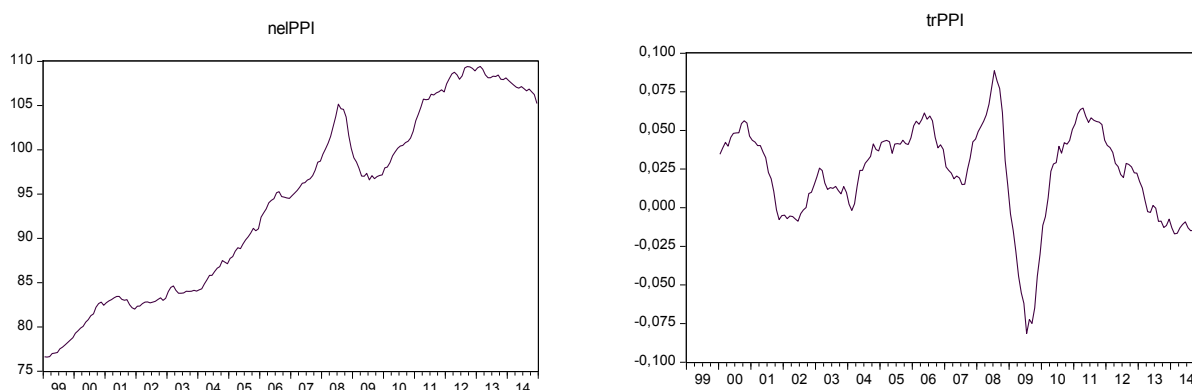
Obr. 4.1 Vývoj (100 = 2005) a tempo rastu HICP v rokoch 1999 až 2014



Zdroj: Vlastné spracovanie na základe údajov ECB

Vývoj harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien v eurozóne (nelHICP) a tempo rastu (trHICP) v rokoch 1999 až 2014 je zobrazený na Obr. 4.1. Ako vidíme, má prevažne rastúci charakter. Od roku 1999 až do polovice roku 2007 sa tento index vyvíjal relatívne stabilne. K najvýraznejšiemu zvýšeniu tempa rastu cenovej hladiny došlo v auguste 2007, ktoré pretrvávalo až do polovice roku 2008. Naopak, najvyšší prepád tempa rastu bol zaznamenaný od júla 2008 do júla 2009.

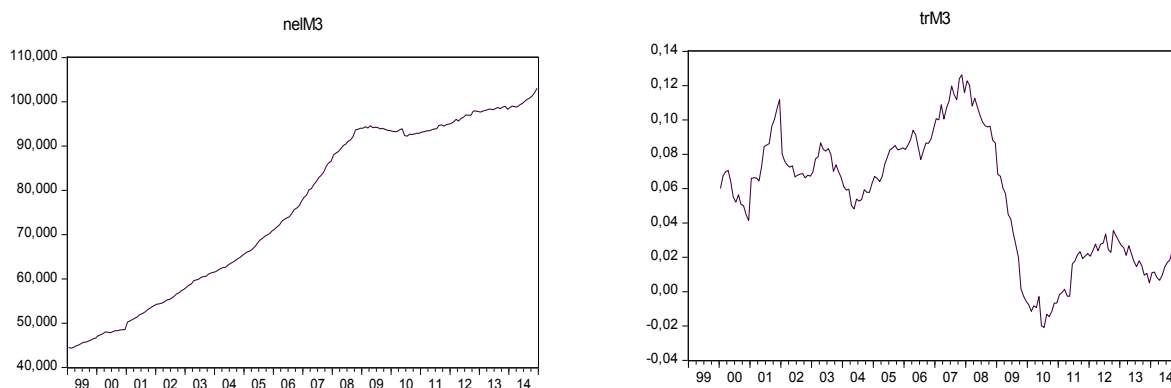
Obr. 4.2 Vývoj (100 = 2010) a tempo rastu PPI v rokoch 1999 až 2014



Zdroj: Vlastné spracovanie na základe údajov ECB

Na Obr. 4.2 je zachytený vývoj (nelPPI) a tempo rastu (trPPI) indexu cien priemyselných výrobcov v časovom období od 1999 do 2014. Počas sledovaného obdobia dochádzalo prevažne k rastu indexu. Najvyššie hodnoty indexu boli dosiahnuté v druhej polovici roku 2012. Aj v prípade indexu cien priemyselných výrobcov bol najvyšší prepád tempa rastu zaznamenaný v období od júla 2008 do júla 2009.

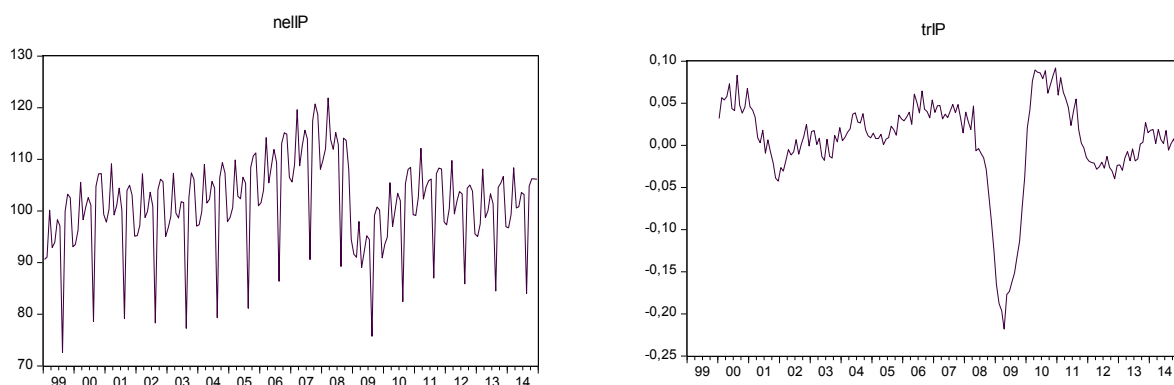
Obr. 4.3 Vývoj (mld. eur) a tempo rastu M3 v rokoch 1999 až 2014



Zdroj: Vlastné spracovanie na základe údajov ECB

Vývoj peňažného agregátu M3 (nelM3) a tempo rastu (trM3) približuje Obr. 4.3. Množstvo peňazí v obehu má taktiež prevažne rastúci charakter. K výraznejšiemu poklesu tempa rastu množstva peňazí došlo v období od novembra 2007 do prvej polovice roku 2010.

Obr. 4.4 Vývoj (100 = 2010) a tempo rastu IP v rokoch 1999 až 2014



Zdroj: Vlastné spracovanie na základe údajov ECB

Na základe Obr. 4.4, ktorý zachytáva vývoj indexu priemyselnej produkcie v eurozóne (nelIP), môžeme zhodnotiť, že táto časová rada sa vyznačuje veľkou volatilitou. Predpokladáme výraznú sezónnosť časovej rady, kde najnižšia hodnota indexu je vykazovaná v auguste a najvyššia v marci každého roku. Aj v tomto prípade bol zaznamenaný výrazný pokles tempa rastu (triP) v rokoch 2008 a 2009.

Vzhľadom na to, že časové rady sa vyznačovali sezónnosťou, bolo potrebné tento jav odstrániť. Na dané premenné sme v programe Eviews aplikovali multiplikatívnu dekompozíciu časových rád X12. Následne sme dané časové rady transformovali na logaritmy. Premennú M3 sme pre lepšiu porovnateľnosť previedli do indexu, pričom za základné obdobie sme stanovili rok 2005. Upravenú časovú radu harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien sme označili ako HICP, časovú radu indexu cien priemyselných výrobcov PPI, časovú radu indexu priemyselnej produkcie ako IP a časovú radu M3 upravenú na index ako MI.

Na základe poznatkov o transakčnej rovnici predpokladáme, že zvýšenie tempa rastu peňažného agregátu spôsobí zvýšenie miery inflácie. Naopak, nárast objemu priemyselnej produkcie spôsobí pokles cenovej hladiny.

Matematicky môžeme tieto hypotézy zapísať v prípade modelu s vysvetľovanou premennou v podobe HICP podľa vzťahu (4.1) a v prípade modelu s vysvetľovanou premennou PPI podľa vzťahu (4.2) nasledovne:

$$HICP = f(MI^+, IP^-), \quad (4.1)$$

$$PPI = f(MI^+, IP^-), \quad (4.2)$$

kde *HICP* predstavuje harmonizovaný index spotrebiteľských cien, *PPI* index cien priemyselných výrobcov, *IP* index priemyselnej produkcie, a *MI* index menového agregátu M3 v eurozóne.

4.2 Odhad rovníc metódou VEC

V rámci tejto podkapitoly charakterizujeme popisné štatistiky nami použitých dát. Ide o časové rady, ktoré sme sezónne očistili za účelom eliminácie sezónnych faktorov a následne transformovali na prirodzený logaritmus. Na stanovenie dlhodobého rovnovážneho vzťahu medzi mierou inflácie a ostatnými premennými metódu kointegrácie musia byť jednotlivé stochastické procesy rovnakého rádu integrácie. Testovali sme teda nestacionaritu rádo v úrovniach a ich stacionaritu v prvých diferenciách. Následne sme v daných modeloch skúmali prítomnosť kointegračných vzťahov. Ďalším krokom bol odhad rovníc pre oba modely. Následne sme modely štatisticky, ekonometricky a ekonomicky verifikovali.

4.2.1 Popisné štatistiky

Na základe popisných štatistík môžeme podrobnejšie analyzovať vlastnosti časových rád. V Tab. 4.1 sú zobrazené popisné štatistiky časových rád, ktoré použijeme v modeloch.

Tab. 4.1 Popisné štatistiky časových rád

	HICP	PPI	MI	IP
Stredná hodnota	4,6339	4,5382	4,6783	4,6208
Medián	4,6365	4,5546	4,7381	4,6130
Maximum	4,7699	4,6958	5,0209	4,7552
Minimum	4,4707	4,3389	4,1731	4,5103
Smerodajná odchýlka	0,0935	0,1113	0,2716	0,0489
Šikmost'	-0,1203	-0,1122	-0,4136	0,4344
Špicatost'	1,7642	1,5999	1,6800	3,3611
Suma	885,0757	866,8047	898,2428	882,5758
Počet pozorovaní	192	192	192	192

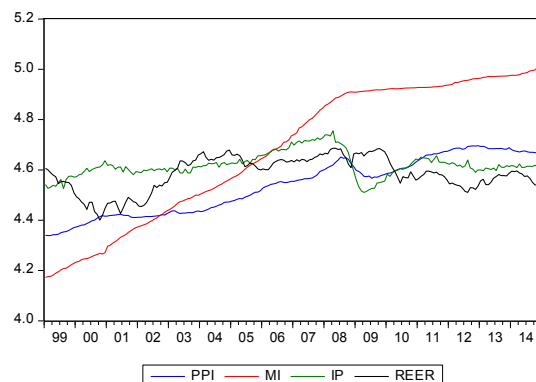
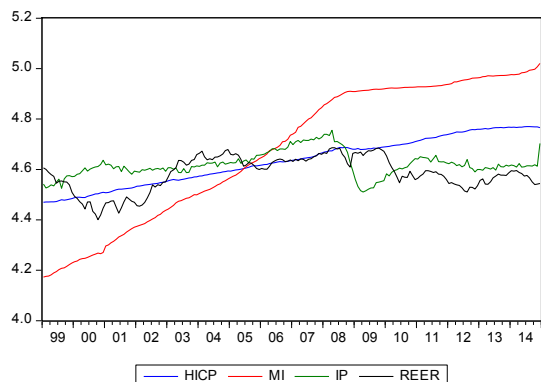
Zdroj: Vlastný výpočet v programe Eviews 7

Tab. 4.1 približuje strednú hodnotu jednotlivých časových rád. Takisto poskytuje informácie o mediáne, najvyššej a najnižšej hodnote a výške smerodajnej odchýlky. Kladná šikmost' časovej rady IP naznačuje, že väčšina hodnôt sa nachádza vľavo od priemeru, tj. rozdelenie je zošikmené doprava. Naopak záporná šikmost', ktorá sa vyskytuje u HICP, PPI a MI signalizuje väčšiu četnosť napravo od priemeru, tj. rozdelenie je zošikmené doľava. Špicatost', ktorá popisuje odlišnosť četností prostredných a krajných hodnôt, je pri všetkých časových radoch kladná. Znamená to teda, že časové rady sú viac špicaté okolo stredu, tj. väčšina hodnôt sa nachádza v blízkosti strednej hodnoty. V porovnaní s normálnym

rozdelení je ich hustota na koncoch väčšia a v ramenách menšia. Predposledná charakteristika suma vyjadruje súčet všetkých hodnôt časových rád. Počet pozorovaní určuje, koľko pozorovaní obsahuje daná časová rada. V našom prípade predstavuje 192 pozorovaní.

Vývoj upravených časových rad pre model HICP je zobrazený na Obr. 4.5 a pre model PPI na Obr. 4.6.

Obr. 4.5 Vývoj úrovňových dát v modeli HICP Obr. 4.6 Vývoj úrovňových dát v modeli PPI



Zdroj: Vlastný výpočet v programe Eviews 7

Ako vidíme na Obr. 4.5 časová rada HICP sa vyvíja relatívne konštantne. Z Obr. 4.6 je zrejmý mierny pokles PPI a jeho opätovný rast. IP sa vyznačuje vysokou volatilitou oproti ostatným premenným. Index MI je charakteristický rastúcim trendom, avšak od roku 2008 dochádza k jeho spomaleniu.

4.3.2 Testy jednotkového koreňa

Stacionaritu jednotlivých premenných sme skúmali pomocou dvoch testov jednotkového koreňa uvedených v ekonometrickej metodológii tejto práce. Išlo o rozšírený Dickey-Fuller test (ADF) a Phillips-Perron test (PP). Dané časové rady sú vyhodnocované na 1 %, 5 % a 10 % hladine významnosti. Aby sme zistili, či je pre dané modely vhodné použiť VEC model, testovali sme na stacionaritu dáta v úrovniach a taktiež aj dáta v prvých diferenciách.

Rozšírený Dickey-Fuller test

Najskôr sme testovali stacionaritu pomocou ADF testu. Nulová hypotéza H_0 podľa vzťahu (3.11) potvrdzuje, že časová rada obsahuje jednotkový koreň. Naopak, alternatívna hypotéza H_1 na základe vzťahu (3.12) stanovuje, že časová rada nemá jednotkový koreň. Testovú štatistiku je možné vypočítať na základe vzťahu (3.13). Ako už bolo spomenuté v teoretickej časti, pre využitie VEC modelu je potrebné, aby dáta v úrovniach boli

nestacionárne, tj. nemôžeme zamietnuť nulovú hypotézu H_0 a dáta prevedené do prvej diferencie musia byť stacionárne, tj. je potrebné overiť platnosť alternatívnej hypotézy H_1 . Testovanie stacionarity sa prevádza pre všetky varianty ponúkané programom Eviews, teda bez konštanty a trendu, s konštantou a s konštantou a trendom, ktoré sú obsiahnuté v časových radách. Počet oneskorených premenných je stanovený automaticky pomocou Schwartzovho informačného kritéria.

O prijatí hypotéz rozhodujeme na základe porovnávania testovej štatistiky a kritickej hodnoty alebo podľa významnosti, ktorá je vyjadrená p-štatistikou. Alternatívnu hypotézu H_1 prijímame, ak hodnota testovej štatistiky v absolútnej hodnote je vyššia ako kritická hodnota a zároveň p-štatistika potvrdzuje dostatočnú významnosť.

Výsledky testovania stacionarity časových rád s konštantou a trendom oboch modelov pomocou ADF testu na hladine významnosti 5 % sú uvedené v Tab. 4.2 pre dáta v úrovniach a v Tab. 4.3 pre dáta v prvých diferenciách. Výsledky testovania na 1 %, 5 % a 10 % hladine významnosti všetkých variant sú zobrazené v Prílohe 2.

Tab. 4.2 ADF test pre dáta v úrovniach na 5 % hladine významnosti

Premenná	ADF test	Kritické hodnoty	p-štatistika	Hodnotenie
HICP	0,1197	-3,4337	0,9973	Nie je možné zamietnuť H_0
PPI	-2,4888	-3,4339	0,3334	Nie je možné zamietnuť H_0
MI	-1,5183	-3,4340	0,8201	Nie je možné zamietnuť H_0
IP	-1,9179	-3,4351	0,6410	Nie je možné zamietnuť H_0

Zdroj: Vlastný výpočet v programe Eviews 7

Na základe výsledkov z Tab. 4.2 vidíme, že testovacia štatistika je nižšia ako stanovené kritické hodnoty a zároveň p-hodnota je vyššia ako 5 %. Pre všetky premenné testované v úrovniach nemôžeme zamietnuť nulovú hypotézu H_0 . Existuje teda predpoklad, že časové rady obsahujú v úrovniach jednotkový koreň a nie sú stacionárne.

Tab. 4.3 ADF test pre dáta v diferenciách na 5 % hladine významnosti

Premenná	ADF test	Kritické hodnoty	p-štatistika	Hodnotenie
HICP	-10,4219	-3,4337	0,0000	Prijímam H_1
PPI	-5,3543	-3,4338	0,0001	Prijímam H_1
MI	-2,7235	-3,4340	0,2284	Nie je možné zamietnuť H_0
IP	-4,2770	-3,4339	0,0042	Prijímam H_1

Zdroj: Vlastný výpočet v programe Eviews 7

Výsledky testovania po úprave dát na prvé diferencie sú znázornené v Tab. 4.3. Pri časových radách HICP, PPI IP je hodnota testovej štatistiky väčšia ako kritická hodnota

a zároveň je p-štatistika nižšia ako 5 %. Môžeme prijať alternatívnu hypotézu H_1 , ktorá stanovuje stacionaritu časových rád. Problém však nastáva s časovou radou MI, pri ktorej je hodnota testovej štatistiky menšia ako kritická hodnota a p-štatistika je viac ako 5 %. Nemôžeme prijať alternatívnu hypotézu H_1 a pri tejto časovej rade je predpoklad, že aj v prvej diferencií má jednotkový koreň, teda nie je stacionárna. Keďže podmienkou pre testovanie kointegračných vzťahov v modeli je stacionarita všetkých časových rád v prvej diferencií, rozhodli sme sa premennú MI upraviť na medziročnú zmenu tempa rastu peňažného agregátu M3. Danú medziročnú zmenu sme stanovili pomocou vzťahu (4.3):

$$TRMI = \frac{MI_{12/1} - MI_{12/0}}{MI_{12/0}}, \quad (4.3)$$

kde $TRMI$ predstavuje medziročnú zmenu tempa rastu M3, $MI_{12/1}$ index rastu peňažného agregátu M3 v danom roku a $MI_{12/0}$ index rastu peňažného agregátu M3 v predchádzajúcom roku v rovnakom mesiaci.

Po tejto úprave časovej rady sme dostali časovú radu TRMI, ktorá je nestacionárna v úrovniach a stacionárna v prvej diferencií, čo dokazujú aj výsledky ADF zobrazené v Tab. 4.4.

Tab. 4.4 ADF test pre časovú radu TRMI na 5 % hladine významnosti

Premenná	ADF test	Kritické hodnoty	p-štatistika	Hodnotenie
TRMI v úrovni	-1,9234	-3,4356	0,6381	H_0 nie je možné zamietnuť
TRMI v prvej diferencií	-4,9012	-3,4356	0,0005	Prijímam H_1

Zdroj: Vlastný výpočet v programe Eviews 7

ADF test potvrdil predpoklady pre VEC model a môžeme pracovať ďalej s týmito časovými radami ako nestacionárnymi $I(1)$, tj. integrovanými prvého rádu 1. Túto skutočnosť však potvrdíme aj Phillips-Perron testom.

Phillips-Perron test

V rámci PP testu sú hypotézy stanovené obdobne ako v prípade ADF testu. Nulová hypotéza H_0 vyjadrená vzťahom (3.11) potvrdzuje existenciu jednotkového koreňa. Alternatívna hypotéza H_1 podľa vzťahu (3.12) zamietá existenciu jednotkového koreňa. Aj v tomto prípade sme testovali ako dáta v úrovniach tak aj dáta v prvých diferenciách. Testovanie stacionarity bolo prevádzané opäť pre všetky varianty, ktoré program Eviews

ponúka, teda bez konštanty a trendu, s konštantou a s konštantou a trendom, ktoré sú obsiahnuté v časových radoch.

Podobne ako v prípade ADF testu o prijatí alebo zamietnutí hypotéz rozhodujeme na základe porovnávania testovej štatistiky a kritickej hodnoty a zároveň hodnoty p-štatistiky. Pre prijatie alternatívnej hypotézy H_1 je potrebné, aby hodnota testovej štatistiky bola vyššia ako kritická hodnota a zároveň p-štatistika potvrdila dostatočnú významnosť.

Kritické hodnoty a testovacie kritéria premenných oboch modelov získané pomocou PP testu na hladine významnosti 5 % uvádzajú Tab. 4.5 a Tab. 4.6. Výsledky testovania na 1 %, 5 % a 10 % hladine významnosti všetkých variant sú zobrazené v Prílohe 2.

Tab. 4.5 PP test pre dáta v úrovniach na 5 % hladine významnosti

Premenná	PP test	Kritické hodnoty	p-štatistika	Hodnotenie
HICP	0,0634	-3,4335	0,9968	H0 nie je možné zamietnuť
PPI	-1,6262	-3,4335	0,7791	H0 nie je možné zamietnuť
MI	0,0439	-3,4335	0,9965	H0 nie je možné zamietnuť
IP	-2,4107	-3,4335	0,3729	H0 nie je možné zamietnuť
TRMI	0,0439	-3,4335	0,9965	H0 nie je možné zamietnuť

Zdroj: Vlastný výpočet v programe Eviews 7

Z Tab. 4.5 je zrejmé, že ani pri jednej časovej rade v úrovniach nie je možné zamietnuť nulovú hypotézu H_0 , čo značí, že časové rady obsahujú jednotkový koreň, tj. nie sú stacionárne. K tomu záveru sme opäť dospeli na základe toho, že testovacia štatistika má nižšiu hodnotu ako dané kritické hodnoty a zároveň p- hodnota je vyššia ako 5 %.

Tab. 4.6 PP test pre dáta v prvej diferencií na 5 % hladine významnosti

Premenná	PP test	Kritické hodnoty	p-štatistika	Hodnotenie
HICP	-10,4972	-3,4337	0,0000	Prijímam H_1
PPI	-7,7669	-3,4336	0,0000	Prijímam H_1
MI	-2,9765	-3,3455	0,1987	Nie je možné zamietnuť H_0
IP	-14,4114	-3,4337	0,0000	Prijímam H_1
TRMI	-11,3819	-3,4352	0,0000	Prijímam H_1

Zdroj: Vlastný výpočet v programe Eviews 7

Tab. 4.6 vyjadruje výsledky testovania prvých diferencií časových rád. Aj v prípade PP testu sa potvrdilo, že časová rada MI nie je v prvej diferencií stacionárna a teda bolo potrebné ju upraviť na časovú radu TRMI. Pre ostatné skúmané časové rady je možné zamietnuť nulovú hypotézu H_0 ako na základe porovnania testovej štatistiky s kritickými hodnotami, tak aj na základe p-štatistiky. Vďaka tejto skutočnosti môžeme potvrdiť, že dáta v úrovniach

nie sú stacionárne a obsahujú jednotkový koreň. PP test taktiež potvrdil, že pôvodné časové rady sú $I(1)$. Môžeme teda prejsť k ďalšiemu kroku, a to k hľadaniu kointegračných vzťahov.

4.2.3 Testy kointegrácie

Aplikáciou testov kointegrácie je možné overiť existenciu stabilných dlhodobých väzieb medzi premennými modelu. Testovanie bolo prevedené pomocou Johansenových testov kointegrácie. Tieto testy spočívajú v stanovení počtu r kointegračných rovníc v danom modeli. Kointegrácia je potvrdená v prípade, ak v modeli existuje aspoň jeden kointegračný vzťah, ktorý môžeme obecné zapísať podľa rovnice (3.16).

Dané modely boli testované v programe Eviews. Na zistenie kointegrácie sme využili test Johansenovej Trace štatistiky, ktorý bol získaný na základe vzťahu (3.17) a test Johansenovej štatistiky maximálnej vlastnej hodnoty, stanovený podľa vzťahu (3.18). Následne sme dané testové štatistiky porovnávali s kritickými hodnotami a taktiež zohľadňovali hodnotu p -štatistiky, ktorú stanovil program Eviews. Kompletne výsledky Johansenových testov oboch modelov, vrátane stanovenia počtu oneskorení, sú uvedené v Prílohe 3 a Prílohe 4.

Model HICP

V modeli HICP bol za vysvetľovanú premennú stanovený harmonizovaný index spotrebiteľských cien v eurozóne. Na túto veličinu by mali pôsobiť medziročná zmena tempa rastu peňažného agregátu M3 a index priemyselnej produkcie. Pred samotným hľadaním kointegračného vzťahu je najskôr potrebné určiť optimálny počet oneskorení. Tie sme stanovili pomocou odhadu VAR modelu a následného využitia Lag Order Selection Criteria v programe Eviews. Na základe Schwartzovho a Hannan-quinn informačného kritéria sme zvolili oneskorenie o tri obdobia.

Následne sme existenciu kointegrácie zisťovali pomocou Johansenovho kointegračného testu č. 3. Tento test predpokladá konštantu zahrnutú do kointegračných rovníc na 5 % hladine významnosti. Výsledky Johansenových testov sú zobrazené v Tab. 4.7

Tab. 4.7 Johansenové testy pre model HICP

Trace test			
Rovnice	Trace Štatistika	Kritická hodnota	p-štatistika
Žiadna	39,6377	29,7970	0,0027
Najviac 1	8,5165	15,4947	0,4119
Najviac 2	2,2358	3,8414	0,1348
Test maximálnej vlastnej hodnoty			
Rovnice	Max-Eigen štatistika	Kritická hodnota	p-štatistika
Žiadna	31,1211	21,1316	0,0014
Najviac 1	6,2807	14,2646	0,5775
Najviac 2	2,2356	3,8414	0,1348

Zdroj: Vlastný výpočet v programe Eviews 7

Výsledky Johansenových testov potvrdzujú existenciu jednej kointegračnej rovnice na 5 % hladine významnosti. V prípade hypotézy neexistencie kointegračnej rovnice je štatistika väčšia ako kritické hodnoty a zároveň je p-štatistika nižšia ako 5 %. Môžeme prejsť k testovaniu hypotézy 1 kointegračného vzťahu v rovnici. V prípade hypotézy 1 kointegračného vzťahu je štatistika nižšia ako kritické hodnoty a zároveň p-štatistika je vyššia ako 5 %. Obidve štatistiky Johansenovho testu potvrdili dlhodobý stav rovnováhy veličín v modeli HICP.

Model PPI

Za vysvetľovanú premennú v modeli PPI bol vybraný index cien priemyselných výrobcov v eurozóne. Rovnako ako v modeli HICP, aj v modeli PPI sme za vysvetľujúce premenné stanovili medziročnú zmenu tempa rastu peňažného agregátu M3 a indexu priemyselnej produkcie.

Pred hľadaním kointegračného vzťahu sme opäť museli určiť optimálny počet oneskorení pomocou odhadnutého VAR modelu a využitia Lag Order Selection Criteria v programe Eviews. Oneskorenie o jedno obdobie sme zvolili na základe Schwartzovho a Hannan-quinn informačného kritéria

Aj v modeli PPI sme existenciu kointegrácie zisťovali využitím Johansenovho kointegračného testu č. 3 na 5 % hladine významnosti. Výsledky Johansenových testov pre model PPI vyjadruje Tab. 4.8.

4.8 Johansenové testy pre model PPI

Trace test			
Rovnice	Trace Štatistika	Kritická hodnota	p-štatistika
Žiadna	43,7502	29,7970	0,0007
Najviac 1	8,6933	15,4947	0,3945
Najviac 2	1,2696	3,8414	0,2598
Test maximálnej vlastnej hodnoty			
Rovnice	Max-Eigen štatistika	Kritická hodnota	p-štatistika
Žiadna	35,0568	21,1316	0,0003
Najviac 1	7,4237	14,2646	0,4403
Najviac 2	1,2696	3,8414	0,2598

Zdroj: Vlastný výpočet v programe Eviews 7

Aj v modeli PPI je dlhodobý stav rovnováhy veličín s jedným kointegračným vzťahom potvrdený. Zamietame hypotézu tvrdiacu neexistenciu kointegračného vzťahu, pretože štatistika oboch testov je väčšia ako kritická hodnota a zároveň p-štatistika je nižšia ako 5 %. Prijímame hypotézu 1 kointegračného vzťahu (testová štatistika je nižšia ako kritická hodnota a p-štatistika je vyššia ako 5 %).

Výsledky Johansenových testov v oboch modeloch potvrdili existenciu jedného kointegračného vzťahu na hladine významnosti 5 %. Zistená kointegrácia v oboch modeloch potvrdila zvolenie modelu s korekčným členom VEC.

4.2.4 Odhad VEC

Po otestovaní stacionarity časových rád a potvrdenia existencie dlhohodobej rovnováhy sme sa začali zaoberať zostavením vhodného modelu, ktorý sme vytvorili pomocou vzťahu (3.19). VEC pre model HICP zachytáva vzťah (4.4) a pre model PPI vzťah (4.5):

$$\Delta HICP_t = \alpha \cdot (HICP_{t-1} - \beta_1 \cdot TRMI_{t-1} + \beta_2 \cdot IP_{t-1} + C) + \sum_{i=1} \gamma_{i1} \cdot \Delta HICP_{t-i} + \sum_{i=1} \gamma_{i2} \cdot \Delta TRMI_{t-i} + \sum_{i=1} \gamma_{i3} \cdot \Delta IP + e_{it}, \quad (4.4)$$

$$\Delta PPI_t = \alpha \cdot (PPI_{t-1} - \beta_1 \cdot TRMI_{t-1} + \beta_2 \cdot IP_{t-1} + C) + \sum_{i=1} \gamma_{i1} \cdot \Delta PPI_{t-i} + \sum_{i=1} \gamma_{i2} \cdot \Delta TRMI_{t-i} + \sum_{i=1} \gamma_{i3} \cdot \Delta IP + e_{it}, \quad (4.5)$$

kde $\Delta HICP_t$ predstavuje zmenu harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien eurozóny v roku t a ΔPPI_t zmenu indexu cien premyslených výrobcov eurozóny v roku t. $\Delta TRMI$ vyjadruje zmenu medziročnej zmeny tempa rastu peňažného agregátu M3 a ΔIP udáva zmenu priemyselnej produkcie. γ je koeficient vyjadrujúci vplyv zmeny vysvetľujúcich premenných na vysvetľované, parametre β stanovujú koeficienty dlhodobých elasticít jednotlivých

premenných. C predstavuje konštantu v kointegračnom vzťahu, e_{it} sú rezíduá. Parameter α vyjadruje rýchlosť návratu veličín využitých v modeli späť k rovnováhe. Zmysel má v prípade, ak je záporný a zároveň signifikantný. Odchýlku od rovnováhy určuje výraz v zátvorke.

Následne sme pristúpili k odhadu rovníc. Pomocou programu Eviews sme stanovili odhad koeficientu adjustácie α , odhad koeficientov dlhodobých elasticít β a koeficientov γ pre oba model. Celkové výstupy odhadu modelov generované programom Eviews sú zobrazené v Prílohe 5 a Prílohe 6.

Model HICP

Model HICP sme odhadli pomocou vzťahu (4.4) s oneskorením o tri obdobia na hladine významnosti 5 %. Aplikovali sme ho na 176 pozorovaní. Odhad koeficientov β jednotlivých premenných, vrátane údajov o hodnotách smerodajnej odchýlky a t-štatistiky zobrazuje Tab. 4.9.

Tab. 4.9 Odhad dlhodobých kointegračných vzťahov pre model HICP

Premenná	Koeficient β	Smerodajná odchýlka	t-štatistika
HICP	1,0000	-	-
TRMI	-11,3507	1,6486	6,8848
IP	2,1298	0,2806	-7,5890

Zdroj: Vlastný výpočet v programe Eviews 7

Na základe údajov v Tab. 4.9 môžeme potvrdiť hypotézu o modeli HICP (4.1). Podľa znamienok koeficientov β je zřejmé, že množstvo peňazí sa vyvíja rovnakým smerom ako harmonizovaný index spotrebiteľských cien. V prípade zvýšenia objemu priemyselnej produkcie dôjde k zníženiu harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien.

Hodnota koeficientu adjustácie α ako aj hodnotu koeficientov γ pre jednotlivé premenné sú uvedené v Tab. 4.10. P-štatistiku pre jednotlivé koeficienty sme určili pomocou programu Eviews s využitím metódy najmenších štvorcov.

Tab. 4.10 Odhad krátkodobých vzťahov a koeficientu α pre model HICP

Koeficient	Hodnota koeficientu	Smerodajná odchýlka	t-štatistika	p-štatistika
α	-0,0060	0,0020	-3,0340	0,0028
γ_{11}	0,1714	0,0783	2,1884	0,0300
γ_{12}	0,0302	0,0809	0,3733	0,7094
γ_{13}	-0,1222	0,0798	-1,5309	0,1277
γ_{21}	0,0548	0,1173	0,4668	0,6413
γ_{22}	0,0933	0,1188	0,7856	0,4332
γ_{23}	-0,0220	0,1171	-0,1879	0,8512
γ_{31}	0,0192	0,0107	1,7917	0,0750
γ_{32}	0,0094	0,0107	0,8768	0,3819
γ_{33}	-0,0038	0,0108	-0,3517	0,7255
C	0,0015	0,0002	6,4822	0,0000

Zdroj: Vlastný výpočet v programe Eviews 7

Na základe p-štatistiky sa koeficient adjustácie α a koeficient γ_{11} určujúci krátkodobý vzťah harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien súčasného a oneskoreného o jedno obdobie javia ako významné. Koeficient γ_{21} , ktorý predstavuje krátkodobý vzťah medziročnej zmeny tempa rastu M3 na HICP a koeficient γ_{21} vyjadrujúci krátkodobý vzťah indexu priemyselnej produkcie na HICP sa javia v tomto modeli ako štatisticky nevýznamné.

Vzhľadom na to, že niektoré koeficienty sa javia ako štatisticky nevýznamné, je nutné krátkodobú kauzalitu odhadnúť bez nich. Výsledky odhadu sú zobrazené v Tab. 4.11.

Tab. 4.11 Odhad krátkodobých vzťahov a koeficientu α pre upravený model HICP

Koeficienty	Hodnota koeficientu	Smerodajná odchýlka	t-štatistika	p-štatistika
α	-0,0065	0,0017	-3,9010	0,0001
γ_{11}	0,1815	0,0750	2,4194	0,0166
C	0,0013	0,0002	7,6495	0,0000

Konečný model VEC pre HICP môžeme zapísať podľa vzťahu (4.6):

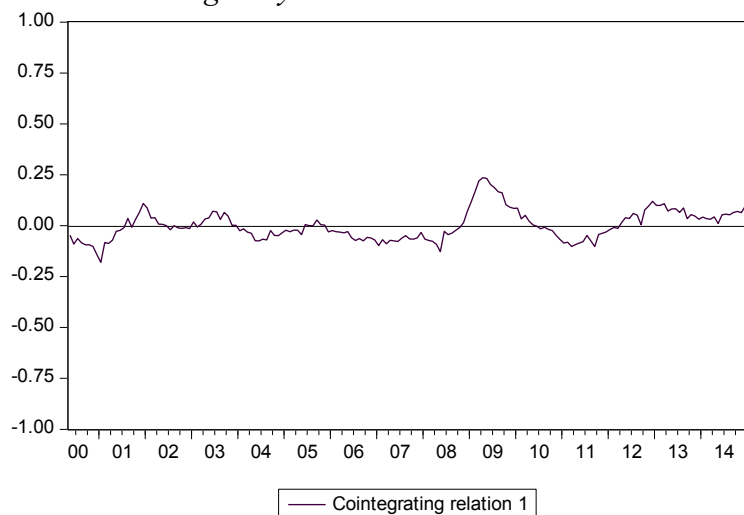
$$\Delta HICP = -0,0065.(HICP_{t-1} - 11,3507.TRMI_{t-1} + 2,1298.IP_{t-1}) + 0,1815.HICP_{t-1} + 0,0013. \quad (4.6)$$

Keďže je pred kointegračným vzťahom záporné znamienko smeruje harmonizovaný index spotrebiteľských cien, množstvo peňazí a index priemyselnej produkcie v eurozóne k dlhodobej rovnováhe. Avšak tento koeficient je relatívne nízky a to len 0,65 %, čo značí, že k návratu do rovnovážneho stavu dochádza veľmi pomaly. Z krátkodobého hľadiska má

na vývoj inflácie vyjadrenej HICP vplyv iba samotný HICP oneskorený o jedno obdobie a to vo výške 18,15 %.

Grafické zobrazenie kointegračného vzťahu vyjadruje Obr. 4.7. Ako vidíme, daný kointegračný vzťah môžeme považovať za relatívne stacionárny. Najväčšie vychýlenie je zrejmé v roku 2009.

Obr. 4.7 Kointegračný vzťah modelu HICP

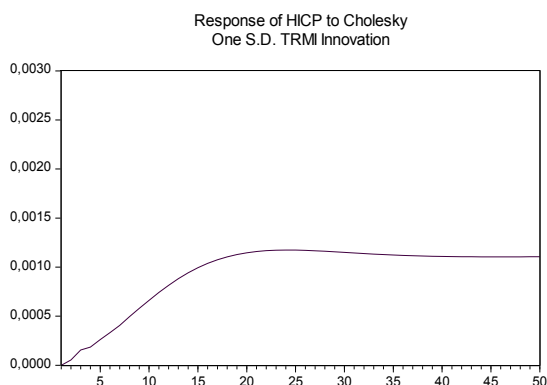


Zdroj: Vlastný výpočet v programe Eviews 7

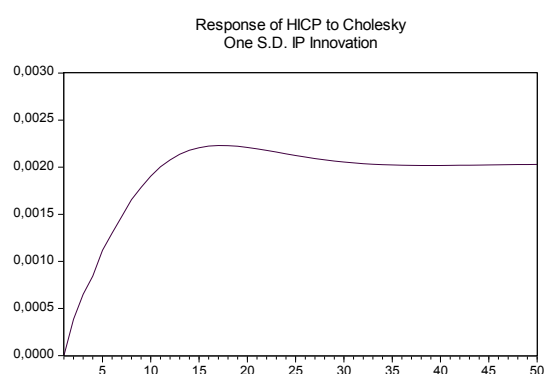
Ako už bolo spomenuté, v prípade ak sú premenné kointegrované, vracajú sa postupne k dlhodobému rovnovážnemu stavu. Krátkodobo, napríklad vplyvom šokov, sa však môžu od stabilnej rovnovážnej úrovne odchyľovať. Vývoj jednotlivých premenných na jednorazový šok graficky znázorňuje impulse-response analýza.

Na základe odhadnutého VEC modelu sme pomocou programu Eviews zisťovali priebeh impulse-response funkcií pre jednotlivé premenné v modeli HICP. Pri testovaní sme sa zamerali na sledovanie reakcie premennej HICP na zmeny TRMI (Obr. 4.8) a IP (Obr. 4.9) počas 50 mesiacov.

Obr. 4.8 Reakcia HICP na zmeny TRMI



Obr. 4.9 Reakcia HICP na zmeny IP

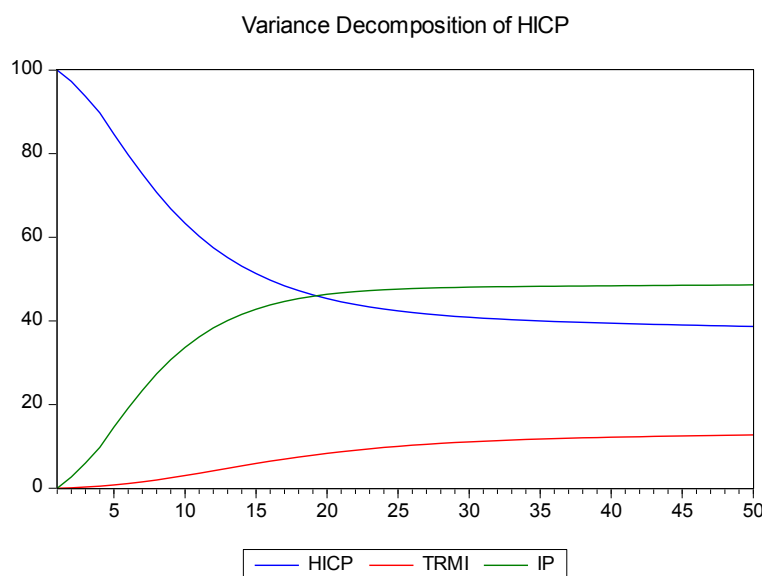


Zdroj: Vlastný výpočet v programe Eviews 7

Na Obr. 4.8 je znázornená reakcia HICP na inováciu medziročného tempa rastu M3. Z vývoja tejto reakcie je zrejmé, že HICP reaguje v celom hodnotenom časovom horizonte pozitívne na inováciu množstva peňazí. Z Obr. 4.9 vidíme, že inovácia priemyselnej produkcie pôsobí na HICP vo väčšej miere ako TRMI.

Skúmaním dekompozície rozptylu chyby prognózy je možné stanoviť, ako sa jednotlivé premenné podieľajú na zmenách hodnôt vysvetľovanej premennej. Grafické zobrazenie výsledkov dekompozície rozptylu je znázornené na Obr. 4.10.

Obr. 4.10 Dekompozícia rozptylu modelu HICP



Zdroj: Vlastný výpočet v programe Eviews 7

V prvom mesiaci pôsobí na vývoj HICP iba samotný HICP vo výške 100 %. Ostatné veličiny nemajú žiadnu vysvetľovaciu schopnosť. Po 19 mesiacoch ovplyvňuje HICP samotný harmonizovaný index spotrebiteľských cien rovnakou mierou ako IP a to vo výške 46 %.

Popritom narastá aj vplyv TRMI, ktorého vplyv po 17 mesiacoch činí 20 %. S rastúcou dĺžkou časového horizontu klesá vplyv vysvetľovacej schopnosti premennej HICP a narastá vplyv TRMI a IP.

Model PPI

V modeli PPI sme koeficienty určili pomocou rovnice (4.5) s oneskorením o jedno obdobie taktiež na 5 % hladine významnosti. V rámci modelu sme pracovali so 178 pozorovaniami. V Tab. 4.12 je zobrazený odhad koeficientov β jednotlivých premenných, vrátane údajov o hodnotách smerodajnej odchýlky a t-štatistiky.

Tab. 4.12 Odhad dlhodobých kointegračných vzťahov pre model PPI

Premenná	Koeficient β	Smerodajná odchýlka	t-štatistika
PPI	1,0000	-	-
TRMI	- 15,7652	1,8386	8,5745
IP	2,9192	0,3153	-9,2583

Zdroj: Vlastný výpočet v programe Eviews 7

V modeli PPI bola takisto potvrdená pôvodná hypotéza (4.2). Na základe koeficientov β bola pri TRMI zistená kladná závislosť medzi množstvom peňazí v obehu a indexom priemyselných cien výrobcov. Naopak, dlhodobo sa index priemyselnej produkcie a index priemyselných cien výrobcov vyvíjajú opačným smerom.

V Tab. 4.13 sú zobrazené hodnoty koeficientu adjustácie α ako aj hodnoty koeficientov γ pre jednotlivé premenné. P-štatistika jednotlivých koeficientov bola určená pomocou programu Eviews metódou najmenších štvorcov.

Tab. 4.13 Odhad krátkodobých vzťahov a koeficientu α pre model PPI

Koeficient	Hodnota koeficientu	Smerodajná odchýlka	t-štatistika	p-štatistika
α	-0,0126	0,0037	-3,3779	0,0009
γ_{11}	0,3872	0,0733	5,2824	0,0000
γ_{21}	0,1211	0,2620	0,4623	0,6444
γ_{31}	0,0369	0,0249	1,4817	0,1402
C	0,0010	0,0003	3,2668	0,0013

Zdroj: Vlastný výpočet v programe Eviews 7

Pomocou p-štatistiky sme dospeli k záveru, že aj v prípade PPI sa ako štatistiky významné javí iba koeficient adjustácie α a koeficient γ_{11} určujúci krátkodobý vzťah

súčasného indexu priemyselných cien eurozóny a tohto indexu oneskoreného o jedno obdobie. Ostatné koeficienty sa v modeli javia ako štatisticky nevýznamné.

Následne sme odhadli krátkodobé vzťahy v modeli bez štatisticky nevýznamných koeficientov. Výsledky odhadu sú zobrazené v Tab. 4.14.

Tab. 4.14 Odhad krátkodobých vzťahov a koeficientu α pre upravený model HICP

Koeficienty	Hodnota koeficientu	Smerodajná odchýlka	t-štatistika	p-štatistika
α	-0,0139	0,0036	-3,8771	0,0001
γ_{11}	0,4076	0,0722	5,6470	0,0000
C	0,0009	0,0003	3,2122	0,0016

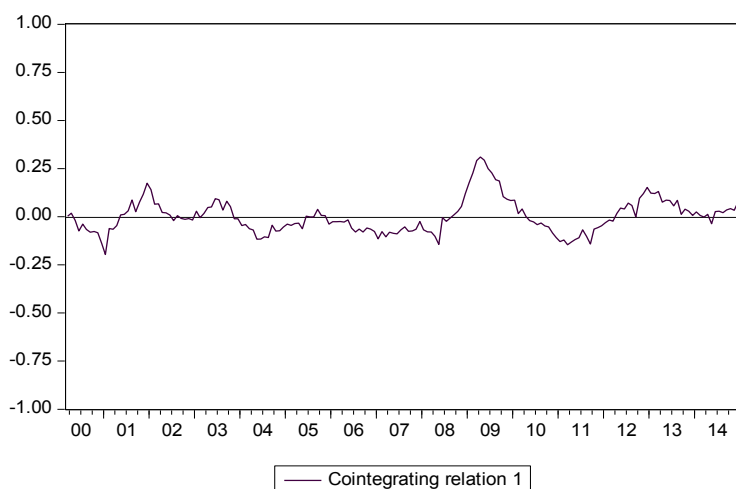
Konečný model VEC pre PPI môžeme zapísať podľa vzťahu (4.7):

$$\Delta PPI = -0,0139.(PPI_{t-1} - 15,7652.TRMI_{t-1} + 2,9192.IP_{t-1}) + 0,4076.PPI_{t-1} + 0,0009. \quad (4.7)$$

Na základe záporného znamienka koeficientu adjustácie α môžeme predpokladať, že index priemyselných cien v eurozóne, množstvo peňazí v obehu a index priemyselnej produkcie smerujú dlhodobo k rovnováhe. Hodnota koeficientu α je -0,0139, teda k návratu do rovnovážneho stavu dochádza pomaly. Na vývoj z krátkodobého hľadiska vplýva iba samotné PPI oneskorené o jedno obdobie a to vo výške 40,76 %.

Kointegračný vzťah modelu PPI je znázornený na Obr. 4.11. Aj tento vzťah môžeme považovať za relatívne stacionárny. Opäť najvyššie vychýlenie bolo zaznamenané v roku 2009. Ďalší výraznejší odklon je badateľný na konci roku 2000.

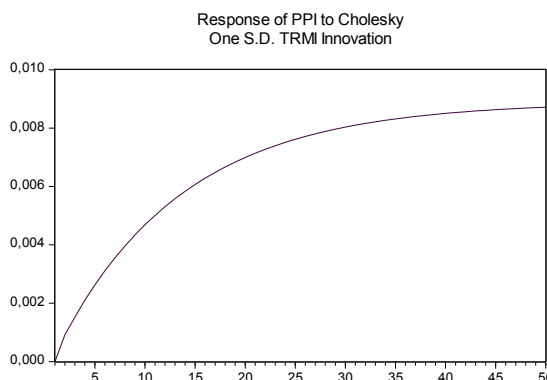
Obr. 4.11 Kointegračný vzťah modelu PPI



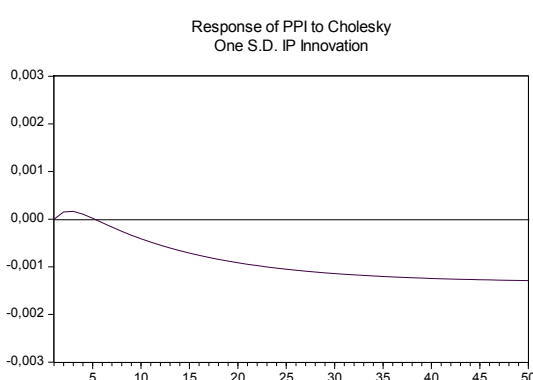
Zdroj: Vlastný výpočet v programe Eviews 7

Priebeh impulse–response funkcií v modeli PPI je pre sledovanie reakcie premennej PPI na zmeny TRMI zobrazený na Obr. 4.12. Vývoj reakcie premennej PPI na zmeny IP je vyjadrené na Obr. 4.13. Skúmanie reakcie šokov bolo namodelované na 50 mesiacov.

Obr. 4.12 Reakcia PPI na zmeny TRMI



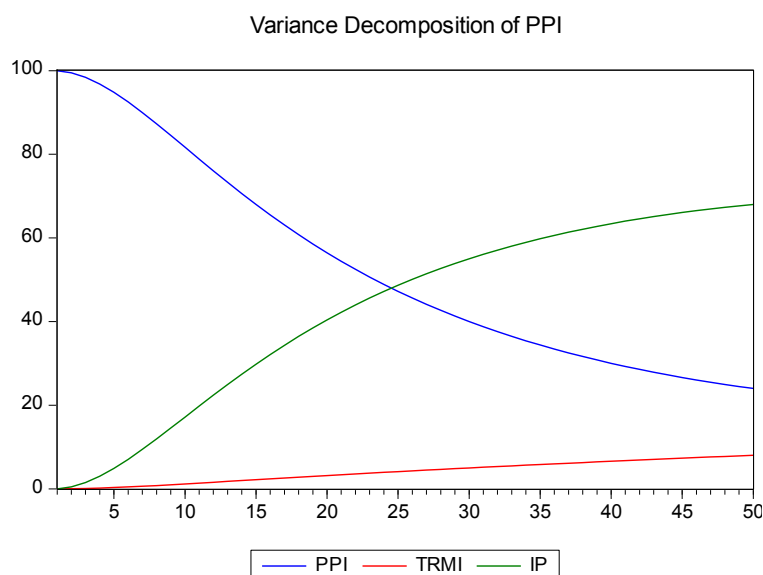
Obr. 4.13 Reakcia PPI na zmeny IP



Ako je z Obr. 4.12 zrejmé, PPI reaguje v celom časovom horizonte pozitívne na inováciu vo vývoji množstva peňazí. Obr. 4.13 naznačuje v prvých mesiacoch pozitívny vývoj PPI na šok vývoja priemyselnej produkcie. Avšak od 5 mesiaca začína priemyselná produkcia pôsobiť na PPI negatívne.

Aj v modeli PPI sme skúmali dekompozíciu rozptylu chyby prognózy. Grafické zobrazenie výsledkov je zobrazené na Obr. 4.14.

Obr. 4.14: Dekompozícia rozptylu modelu PPI



Zdroj: Vlastný výpočet v programe Eviews 7

V prvom mesiaci pôsobí na vývoj PPI iba samotný index cien priemyselných výrobcov. Jeho vplyv však postupne klesá a stúpa vplyv ostatných veličín. Po 25 mesiacoch je PPI ovplyvňované rovnako sebou samým ako IP a to vo výške 49 %. TRMI po 25 mesiacoch ovplyvňuje vývoj PPI 4 %. Aj v tomto prípade s rastúcou dĺžkou časového horizontu klesá vplyv vysvetľovanej schopnosti premennej PPI a narastá vplyv množstva peňazí a indexu priemyselnej produkcie.

4.2.5 Verifikácia modelu

Pomocou štatistickej verifikácie môžeme posúdiť štatistickú realnosť celého modelu. Významnosť modelov porovnáme na základe koeficientu determinácie a následne model štatisticky overíme pomocou F-testu.

Koeficient determinácie

Podľa hodnoty koeficientu determinácie môžeme určiť vypovedaciu schopnosť modelu. Stanovíme ho pomocou vzťahu (3.22). Korigovaný koeficientu determinácie vypočítame podľa vzťahu (3.23). V rámci odhadu VEC pre model HICP aj PPI boli zároveň programom Eviews vypočítané aj dané koeficienty. Ich hodnotu uvádza Tab. 4.15.

Tab. 4.15 Koeficienty determinácie (v %)

	Model HICP	Model PPI
Koeficient determinácie	14,7873	36,3475
Korigovaný koeficient determinácie	13,8190	35,6242

Zdroj: Vlastný výpočet v programe Eviews 7

Z Tab. 4.15 je zrejmé, že oba modely majú relatívne nízku vypovedaciu schopnosť. Lepšie hodnoty koeficientu dosahuje model PPI, ktorý popisuje vplyvy vysvetľujúcich premenných na zmeny indexu priemyselnej produkcie vo výške 36,35 %. V prípade korigovaného koeficientu determinácie je táto hodnota nižšia a to 35,62%. To znamená, že z 64,38 % pôsobia na zmeny vysvetľovanej premennej PPI veličiny, ktoré v modeli zahrnuté neboli. V modeli HICP vysvetľujúce premenné určujú 14,78 % zmien harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien v eurozóne. Podľa korigovaného koeficientu determinácie je to 13,81 %. Na zmeny HICP teda pôsobia nezahrnuté veličiny vo výške 86,19 %

F-test

F-test využívame na overenie štatistickej významnosti celého modelu. Nulová hypotéza H_0 na základe vzťahu (3.24) predpokladá, že všetky koeficienty sú nulové, tj model nie je štatisticky významný. Podľa alternatívnej hypotézy H_1 vyjadrenej pomocou rovnice (3.25)

je aspoň jeden koeficient nenulový a model môžeme považovať za štatisticky významný. Nulovú hypotézu zamietame v prípade, ak je testová štatistika väčšia ako kritická hodnota. Testovú štatistiku je možné stanoviť podľa vzťahu (3.26) a kritickú hodnotu na základe vzťahu (3.27). Výpočet testovej štatistiky je súčasťou odhadu VEC rovníc v programe Eviews a jeho hodnoty sú uvedené v Tab. 4.16.

Tab. 4.16 *F-test*

	Model HICP	Model PPI
Testovacia štatistika	15,2710	50,2507
Kritická hodnota	3,0467	3,0467
Prob. (F-test)	0,0000	0,0000

Zdroj: Vlastný výpočet v programe Eviews 7

Hodnota testovacej štatistiky je vyššia ako hodnota kritickej hodnoty. Môžeme zamietnuť nulovú a prijať alternatívnu hypotézu. Model je štatisticky významný na 5 % hladine významnosti. To potvrdila aj výška hodnoty prob., ktorá bola získaná taktiež pri odhade VEC modelu.

V modeli HICP boli splnené teoretické predpoklady pre zostrojenie VEC modelu, tj. rezíduá pochádzajú z normálneho rozdelenia, nevyskytol sa tu problém s heteroskedasticitou ani autokoreláciou. V modeli PPI bola zamietnutá hypotéza o normálnom rozdelení rezíduí a vyskytol sa problém heteroskedasticity, ktorý sa nám ani po úprave modelu nepodarilo odstrániť. Problém s autokoreláciou v modeli PPI nenastal. Výstupy daných testov v programe Eviews sú uvedené v Prílohe 7.

4.3 Zhrnutie výsledkov

V práci sme skúmali účinnosť menovej analýzy ECB. Úlohu peňazí v menovej politike ECB sme preverovali pomocou dvoch modelov. Vzhľadom na to, že menová politika ECB je stanovená na základe teórie o stabilnej dlhodobej väzbe cenovej hladiny a peňažných agregátov, modelovali sme vplyv peňažného agregátu M3 na mieru inflácie. Vzťah veličín sme skúmali v období od januára 1999 do decembra 2014. Cenovú hladinu sme vyjadrili pomocou harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien a indexu cien priemyselných výrobcov v eurozóne. Aby sme aspoň čiastočne zohľadnili pôsobenie transmisného mechanizmu, zakomponovali sme do modelov premennú index priemyselnej produkcie.

Časové rady, s ktorými sme pracovali bolo potrebné najskôr upraviť. Za účelom eliminácie sezónnych faktorov sme na dané premenné aplikovali multiplikatívnu dekompozíciu časových rád X12. Následne sme ich transformovali na prirodzený logaritmus. Dlhodobú

rovnováhu medzi premennými a ich vzťah v krátkom období sme testovali pomocou odhadu VEC modelu v programe Eviews 7. Keďže podmienkou pre nájdenie kointegračných vzťahov sú integrované premenné rovnakého rádu $I(1)$, testovali sme premenné na prítomnosť jednotkového koreňa. Problém nastal pri indexe rastu M3, ktorý v prvej diferencii zamietal hypotézu o neexistencii jednotkového koreňa. Preto sme túto veličinu transformovali na medziročnú zmenu tempa rastu M3. Po úprave bola pri všetkých premenných pomocou ADF a PP testov preukázaná prítomnosť jednotkového koreňa na 5 % hladine významnosti.

Po splnení podmienky nestacionarity premenných sme prešli k hľadaniu kointegračných vzťahov. Zisťovali sme existenciu dlhodobej rovnováhy medzi vysvetľujúcimi a vysvetľovanými premennými v modeli. Na základe Schwarzovo a Hannan–quinn informačného kritéria sme pre model HICP stanovili tri oneskorenia a pre model PPI jedno oneskorenie. Pomocou Johansenovho kointegračného testu, s predpokladom konštanty zahrnutej do rovníc, sme na 5 % hladine významnosti potvrdili existenciu jedného kointegračného vzťahu v každom modeli. Stav dlhodobej rovnováhy medzi mierou inflácie, množstvom peňazí a indexom priemyselnej produkcie bol preukázaný v oboch modeloch. Podľa grafického zobrazenia kointegračného vzťahu môžeme skonštatovať, že model HICP znázorňuje stacionárny systém lepšie ako model PPI.

Z odhadu VEC modelu je zrejmé, že harmonizovaný index spotrebiteľských cien a index cien priemyselných výrobcov sa z dlhodobého hľadiska vyvíja rovnakým smerom ako množstvo peňazí. Naopak, index priemyselnej produkcie pôsobí na mieru inflácie protichodne. Nízka hodnota koeficientov adjustácie v oboch modeloch značí, že k návratu veličín do equilibria dochádza veľmi pomaly.

V prípade krátkodobých vzťahov v modeli sa ako štatisticky významné javili len oneskorené hodnoty vysvetľovaných premenných. Na vývoj harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien pôsobí krátkodobo iba oneskorená hodnota indexu o jedno obdobie vo výške 18,15 %. Index priemyselných cien výrobcov je krátkodobo ovplyvňovaný iba indexom priemyselných cien výrobcov oneskoreným o jedno obdobie a to výške 40,76 %.

Na základe impulse-response analýzy sme zisťovali reakciu harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien a indexu priemyselných cien výrobcov na inovácie množstva peňazí a indexu priemyselnej produkcie. Reakcia HICP na šok v množstve peňazí alebo indexe priemyselnej produkcie je vyvolaná okamžite. Inovácia indexu priemyselnej produkcie pôsobí na harmonizovaný index spotrebiteľských cien vo väčšej miere ako v prípade množstva peňazí.

PPI reaguje na inováciu množstva peňazí v celom časovom horizonte pozitívne. V prípade reakcie PPI na šok indexu priemyselnej produkcie dochádza v prvých mesiacoch k pozitívnemu vývoju, avšak od piateho mesiaca začína priemyselná produkcia pôsobiť na PPI negatívne. Z uskutočnenej analýzy rozptylu je zrejmé, že v prvom mesiaci na vývoj HICP aj PPI pôsobí iba samotná skúmaná veličina vo výške 100 %. S rastúcou dĺžkou časového horizontu však vplyv vysvetľovacej schopnosti HICP a PPI klesá a narastá vplyv množstva peňazí a indexu priemyselnej produkcie.

Testovanie významnosti preukázalo, že oba modely sú významné na 5 % hladine významnosti. Prostredníctvom štatistickej verifikácie sme zistili relatívne nízku vypovedaciu schopnosť oboch modelov. Vplyv premenných na mieru inflácie reálnejšie popisuje model PPI, ktorý vysvetľuje 35,62 % zmien indexu priemyselnej produkcie. Model HICP vysvetľuje zmeny harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien len vo výške 13,81 %. Na vývoj inflácie teda pôsobí mnoho ďalších neskúmaných premenných, ktoré sú súčasťou transmisného mechanizmu. K čiastočnému skresleniu výsledkov mohlo dôjsť aj transformáciou indexu rastu M3 na medziročnú zmenu tempa rastu M3. Nízka vypovedacia schopnosť môže byť takisto spôsobená aj využívaním alternatívnych možností umiestnenia voľných peňažných prostriedkov, ktoré nie sú zakomponované v peňažnom agregáte M3.

Na základe výsledkov z analýzy získaných v práci môžeme skonštatovať, že v dlhodobom období existuje equilibrium v eurozóne medzi výškou inflácie (vyjadrenou harmonizovaným indexom spotrebiteľských cien alebo indexom cien priemyselných výrobcov), množstvom peňazí a indexom priemyselnej produkcie. Rýchlosť prispôbovania sa do rovnováhy je však veľmi nízka. Z krátkodobého hľadiska je inflácia ovplyvňovaná iba sama sebou. Tým sa potvrdila strednodobá orientácia menovej politiky ECB. Tá vychádza z predpokladu, že menová politika účinkuje vo vzťahu k cenovej hladine s dlhším časovým oneskorením a v krátkodobom horizonte nie je schopná regulovať cenový vývoj. Je správne, že stratégia ECB je založená na dvoch pilieroch, ktoré sa vzájomne dopĺňajú. Pomocou ekonomickej analýzy môže ECB kontrolovať krátkodobé riziká inflácie a prostredníctvom menovej analýzy je schopná ovplyvniť riziká inflácie z dlhodobejšieho hľadiska.

5 Záver

Cieľom tejto práce bolo skúmať vplyv menového agregátu M3 na výšku inflácie v eurozóne. V práci bol čiastočne zohľadnený aj transmisný mechanizmus. Preto sme bádali aj dopad zmeny indexu priemyselnej produkcie na vývoj vysvetľovanej veličiny. Vzťah makroekonomických ukazovateľov bol skúmaný prostredníctvom dvoch modelov. V prvom modeli bola inflácia vyjadrená harmonizovaným indexom spotrebiteľských cien v eurozóne. Druhý model skúmal vplyv vysvetľujúcich veličín na infláciu meranú pomocou indexu cien priemyselných výrobcov. Dané vzťahy sme skúmali využitím VEC modelu, pomocou ktorého sme stanovili dlhodobé a krátkodobé vzťahy medzi veličinami. Analýza bola prevedená prostredníctvom ekonometrického programu Eviews 7.

Práca bola rozdelená do piatich kapitol vrátane úvodu a záveru. V druhej kapitole bola definovaná menová politika. Popísali sme v nej infláciu, jej dopady na ekonomiku a spôsoby merania. Taktiež sme v nej charakterizovali peňažnú zásobu a peňažné agregáty. Následne sme objasnili ciele, stratégie a nástroje menovej politiky obecné a v rámci eurozóny. V tretej kapitole sme priblížili metodológiu týkajúcu sa zostrojenia VEC modelu, popísali sme testovanie stacionarity a princíp kointegračných vzťahov. Štvrtá kapitola práce bola aplikačná. Po potvrdení kointegračných vzťahov sme v nej s využitím VEC modelu skúmali vzťah miery inflácie a vybraných makroekonomických veličín v eurozóne. Zistené výsledky a závery sme následne zhodnotili a interpretovali.

Z kointegračnej analýzy je zrejmé, že medzi mierou inflácie, množstvom peňazí v obehu a vývojom priemyselnej produkcie existuje dlhodobá rovnováha. K ich návratu do equilibria však dochádza veľmi pomaly. Harmonizovaný index spotrebiteľských cien a index cien priemyselných výrobcov sa v dlhom období vyvíja rovnakým smerom ako množstvo peňazí. Naopak, index priemyselnej produkcie v dlhom období pôsobí na mieru inflácie protichodne.

V rámci skúmania krátkodobých vzťahov sa ako štatisticky významné javili len oneskorené hodnoty vysvetľovaných premenných. V krátkom období pôsobí na vývoj harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien iba jeho oneskorená hodnota o jedno obdobie. K podobným záverom sme dospeli aj pri odhade modelu PPI. Na vývoj indexu priemyselných cien výrobcov pôsobí v krátkom období len oneskorená hodnota indexu priemyselných cien o jedno obdobie.

V našej práci sme potvrdili predpoklad, že pri zvýšení veľkosti peňažného agregátu M3 dôjde k zvýšeniu miery inflácie. Zmena veľkosti peňažného agregátu M3 však účinkuje vo vzťahu k inflácii s dlhším časovým oneskorením. V krátkodobom horizonte nie je schopná ovplyvňovať mieru inflácie. Preto súhlasíme so stratégiou ECB, ktorá je založená na dvoch, vzájomne sa doplňujúcich, pilieroch. Tvorbou ekonomickej analýzy ECB koriguje krátkodobé riziká inflácie. Pomocou menovej analýzy je schopná ovplyvniť tieto riziká z dlhodobejšieho hľadiska.

Zoznam použitej literatúry

Odborná literatúra

- [1] ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2009. 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.
- [2] ARLT, Josef. *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, 1999. 307 s. ISBN 80-7169-539-4.
- [3] CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 1. vyd. Praha: Ekopress, 2008. 538 s. ISBN 978-80-86929-43-9.
- [4] ECB. *The monetary policy of the ECB*. 3rd ed. Frankfurt am Main: European Central Bank, 2011. 159 s. ISBN 92-899-0778-9.
- [5] HOLMAN, Robert. *Makroekonomie: středně pokročilý kurz*. 2. vyd. Praha: C.H. Beck, 2010. 424 s. ISBN 978-80-7179-861-3.
- [6] HUŠEK, Roman. *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. 1. vyd. Praha: Oeconomica, 2009. 344 s. ISBN 978-80-245-1623-3.
- [7] JÍLEK, Josef. *Peníze a měnová politika*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, 2004. 742 s. ISBN 80-247-0769-1.
- [8] JUREČKA, Václav. *Makroekonomie*. 2. vyd. Praha: Grada Publishing, 2013. 342 s. ISBN 978-80-247-4386-8.
- [9] REVENDA, Zbyněk. *Centrální bankovníctví*. 2. vyd. Praha: Management Press, 2001. 782 s. ISBN 80-7261-051-1.
- [10] REVENDA, Zbyněk. *Peněžní ekonomie a bankovníctví*. 5. vyd. Praha: Management Press, 2012. 423 s. ISBN 978-80-7261-240-6.
- [11] POLOUČEK, Stanislav. *Peníze, banky, finanční trhy*. 1. vyd. Praha: C.H. Beck, 2009. 415 s. ISBN 978-80-7400-152-9.
- [12] ŠREIN, Zdeněk. *Mechanismy hospodářské politiky Evropské unie*. 1. vyd. Praha: Vysoká škola ekonomická, 1999. 369 s. ISBN 80-7079-946-3.
- [13] WALSH, Carl E. *Monetary theory and policy*. 3rd ed. Cambridge Mass.: MIT Press, 2010. 613 s. ISBN 02-620-1377-0.

Elektronické dokumenty

- [1] Bank of England. The transmission mechanism of monetary policy [online]. BoE [cit. 2015-01-15]. Dostupné z: <http://www.bankofengland.co.uk/publications/Documents/other/monetary/montrans.pdf>
- [2] ČNB: Transmisní mechanismus měnové politiky [online]. ČNB [cit. 2015-01-15]. Dostupný z: https://www.cnb.cz/cs/faq/jak_se_zmeny_urokovych_sazeb_promitajx.html
- [3] BEKA, Ján. Transmisný mechanizmus menovej politiky na Slovensku. *Biatec* [online]. 2014, roč. 22, č. 3 [cit. 2015-01-26]. ISSN 1335-0900. Dostupné z: http://www.nbs.sk/_img/Documents/_PUBLIK_NBS_FSR/Biatec/Rok2014/03-2014/03_biatec14-3_beka.pdf
- [4] EURÓPSKA CENTRÁLNA BANKA. ECB: Annual Reports [online]. ECB [cit. 2015-02-15]. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/annual/html/index.en.html>
- [5] EURÓPSKA CENTRÁLNA BANKA. ECB: Databáza HICP [online]. ECB [cit. 2015-02-08]. Dostupné z: <http://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=bbn181>
- [6] EURÓPSKA CENTRÁLNA BANKA. ECB: Databáza M3 [online]. ECB [cit. 2015-02-08]. Dostupné z: <http://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=bbn181>
- [7] EURÓPSKA CENTRÁLNA BANKA. ECB: Databáza IP [online]. ECB [cit. 2015-02-08]. Dostupné z: <http://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=bbn184>
- [8] EURÓPSKA CENTRÁLNA BANKA. ECB: Monthly Bulletins [online]. ECB [cit. 2015-02-15]. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/economic-bulletin/mb/html/index.en.html>
- [9] EURÓPSKA CENTRÁLNA BANKA. ECB: Databáza PPI [online]. ECB [cit. 2015-02-08]. Dostupné z: <http://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=bbn184>
- [10] KOMÍNKOVÁ, Zora. Miesto peňažných agregátov v menovej politike Európskeho systému centrálnych bánk [online]. *Inštitút menových a finančných štúdií*. 2000 [cit. 2015-02-15]. Dostupné z: http://www.nbs.sk/_img/Documents/PUBLIK/2000_Miesto%20penaznych%20agregatov%20v%20menovej%20politike.pdf
- [11] NEMEC, Marián. Úloha peňazí v menovej politike Európskej centrálnej banky. *Ekonomické rozhľady* [online]. 2009, roč. 38, č.2 [cit. 2015-01-06]. ISSN 0323-262. Dostupné z: https://www.euba.sk/departament-for-research-and-doctoral-studies/economic-review/preview-file/er2_2009_nemec-10189.pdf

Zoznam skratiek

ADF test	Rozšírený Dickey-Fuller test
CPI	Index spotrebiteľských cien
DF test	Dickey-Fuller test
ECB	Európska centrálna banka
HDP	Hrubý domáci produkt
HICP	Harmonizovaný index spotrebiteľských cien
IP	Index priemyselnej produkcie
IPD	Implicitný cenový deflátor
KPSS test	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
MI	Index M3
PP test	Phillips-Perron test
PPI	Index cien priemyselných výrobcov
TRMI	Medziročná zmena tempa rastu peňažného agregátu M3
VEC	Vector error correction

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byla seznámena s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- беру на ве́доміі, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 23. 04. 2015

.....
Moskál'ová

Bc. Dana Moskál'ová

Zoznam príloh

Príloha 1: Vstupné dáta

Príloha 2: Výsledky ADF a PP testu pre model HICP a PPI

Príloha 3: Výber počtu oneskorení pre model HICP a PPI

Príloha 4: Výsledky Johansenových kointegračných testov pre model HICP a PPI

Príloha 5: Odhad VEC pre model HICP a PPI

Príloha 6: Koeficient adjustácie a koeficienty určujúce krátkodobé vzťahy pre model
HICP a PPI

Príloha 7: Testy štatistickej verifikácie

Vstupné dáta**Príloha 1/1**

Mesiac	Rok	Index cien priemyselných výrobcov	Harmonizovaný index spotrebiteľských cien	Index priemyselnej produkcie	Menový agregát M3
Január	1999	76,63	86,97	90,64	4 447 594
Február	1999	76,60	87,23	91,08	4 459 586
Marec	1999	76,64	87,48	100,15	4 463 577
Apríl	1999	77,00	87,73	92,93	4 496 031
Máj	1999	77,04	87,82	93,91	4 529 333
Jún	1999	77,12	87,82	98,31	4 540 771
Júl	1999	77,52	87,99	97,14	4 555 934
August	1999	77,71	88,07	72,58	4 561 347
September	1999	77,98	88,07	100,01	4 563 119
Október	1999	78,24	88,16	103,24	4 578 653
November	1999	78,51	88,24	102,58	4 625 175
December	1999	78,79	88,58	93,07	4 708 947
Január	2000	79,28	88,58	93,53	4 723 291
Február	2000	79,56	88,92	96,23	4 738 473
Marec	2000	79,88	89,17	105,56	4 768 884
Apríl	2000	80,07	89,26	98,32	4 794 882
Máj	2000	80,55	89,34	100,78	4 798 357
Jún	2000	80,83	89,68	102,61	4 802 374
Júl	2000	81,27	89,76	101,14	4 804 690
August	2000	81,48	89,85	78,62	4 805 383
September	2000	82,22	90,27	104,80	4 820 008
Október	2000	82,64	90,27	107,20	4 826 279
November	2000	82,81	90,44	107,24	4 832 421
December	2000	82,44	90,78	99,35	4 910 328
Január	2001	82,74	90,36	97,83	5 026 837
Február	2001	82,94	90,61	100,26	5 047 544
Marec	2001	83,09	91,12	109,13	5 090 546
Apríl	2001	83,29	91,71	99,23	5 135 593
Máj	2001	83,44	92,13	101,10	5 174 256
Jún	2001	83,45	92,22	104,45	5 209 922
Júl	2001	83,12	92,05	100,21	5 211 887
August	2001	83,01	91,96	79,14	5 216 143
September	2001	83,09	92,22	103,97	5 263 161
Október	2001	82,52	92,30	105,01	5 289 730
November	2001	82,17	92,22	103,09	5 343 832
December	2001	82,02	92,64	95,13	5 430 255
Január	2002	82,34	92,72	95,25	5 431 228
Február	2002	82,35	92,89	97,20	5 446 737

Príloha 1/2

Marec	2002	82,64	93,40	107,19	5 468 342
Apríl	2002	82,81	93,82	98,74	5 506 616
Máj	2002	82,83	93,99	99,95	5 549 587
Jún	2002	82,72	93,99	103,64	5 562 731
Júl	2002	82,80	93,91	100,88	5 569 629
August	2002	82,89	93,91	78,31	5 576 687
September	2002	83,10	94,16	104,13	5 622 655
Október	2002	83,28	94,42	106,14	5 643 922
November	2002	82,99	94,33	105,68	5 714 501
December	2002	83,23	94,75	95,06	5 805 923
Január	2003	83,99	94,67	96,81	5 807 825
Február	2003	84,46	95,09	98,91	5 845 442
Marec	2003	84,63	95,69	107,31	5 889 676
Apríl	2003	84,13	95,77	99,58	5 977 504
Máj	2003	83,81	95,69	98,63	6 017 976
Jún	2003	83,80	95,77	101,81	6 020 728
Júl	2003	83,84	95,69	101,62	6 021 151
August	2003	84,03	95,85	77,29	6 027 513
September	2003	84,02	96,19	102,58	6 028 347
Október	2003	84,03	96,28	107,39	6 069 018
November	2003	84,13	96,36	106,13	6 119 711
December	2003	84,05	96,62	97,06	6 172 394
Január	2004	84,18	96,45	97,34	6 180 922
Február	2004	84,31	96,62	99,87	6 197 448
Marec	2004	84,85	97,29	108,98	6 225 884
Apríl	2004	85,30	97,72	101,54	6 279 744
Máj	2004	85,83	98,05	102,28	6 303 753
Jún	2004	85,82	98,05	105,75	6 334 158
Júl	2004	86,25	97,88	104,43	6 345 512
August	2004	86,63	98,05	79,34	6 362 249
September	2004	86,81	98,22	106,44	6 376 641
Október	2004	87,50	98,56	109,37	6 436 042
November	2004	87,30	98,48	107,35	6 469 650
December	2004	87,14	98,90	97,94	6 568 176
Január	2005	87,74	98,31	98,76	6 581 635
Február	2005	87,94	98,65	100,68	6 599 810
Marec	2005	88,55	99,32	109,87	6 627 776
Apríl	2005	88,94	99,75	102,88	6 713 297
Máj	2005	88,85	100,00	102,37	6 765 830
Jún	2005	89,36	100,08	106,53	6 837 023
Júl	2005	89,83	100,00	105,38	6 869 183
August	2005	90,19	100,25	81,15	6 889 246
September	2005	90,60	100,76	108,43	6 925 241

Príloha 1/3

Október	2005	91,13	101,02	110,69	6 968 588
November	2005	90,87	100,76	111,23	7 001 166
December	2005	91,08	101,10	101,02	7 120 534
Január	2006	92,39	100,66	101,64	7 130 670
Február	2006	92,86	100,95	104,06	7 153 006
Marec	2006	93,33	101,53	114,20	7 212 918
Apríl	2006	94,02	102,20	105,45	7 341 142
Máj	2006	94,30	102,48	108,61	7 372 088
Jún	2006	94,48	102,56	111,93	7 407 739
Júl	2006	95,16	102,43	109,44	7 417 901
August	2006	95,27	102,52	86,39	7 441 226
September	2006	94,73	102,52	113,09	7 545 767
Október	2006	94,66	102,60	115,13	7 568 910
November	2006	94,57	102,64	114,87	7 629 473
December	2006	94,52	103,04	106,48	7 802 022
Január	2007	94,83	102,51	105,62	7 825 237
Február	2007	95,11	102,81	108,97	7 856 577
Marec	2007	95,42	103,50	119,61	8 014 723
Apríl	2007	95,78	104,15	108,76	8 076 629
Máj	2007	96,23	104,40	112,65	8 166 823
Jún	2007	96,30	104,50	115,63	8 242 551
Júl	2007	96,59	104,25	113,93	8 298 131
August	2007	96,72	104,31	90,60	8 304 182
September	2007	97,08	104,71	117,49	8 395 520
Október	2007	97,69	105,22	120,72	8 500 347
November	2007	98,60	105,78	118,66	8 593 805
December	2007	98,72	106,20	108,07	8 691 867
Január	2008	99,50	105,80	109,79	8 786 117
Február	2008	100,11	106,17	112,07	8 806 372
Marec	2008	100,76	107,21	121,87	8 877 517
Apríl	2008	101,53	107,55	113,84	8 972 554
Máj	2008	102,68	108,23	111,94	9 060 974
Jún	2008	103,76	108,64	115,19	9 077 367
Júl	2008	105,16	108,47	112,81	9 109 246
August	2008	104,65	108,32	89,28	9 133 416
September	2008	104,57	108,52	114,12	9 198 871
Október	2008	103,71	108,55	113,68	9 242 826
November	2008	101,62	108,02	108,07	9 248 129
December	2008	100,18	107,88	94,53	9 251 711
Január	2009	99,10	106,98	91,63	9 256 591
Február	2009	98,63	107,42	91,03	9 257 408
Marec	2009	97,93	107,82	97,96	9 270 144

Príloha 1/4

Apríl	2009	97,04	108,21	89,03	9 298 730
Máj	2009	97,02	108,27	92,13	9 302 699
Jún	2009	97,34	108,48	95,22	9 309 256
Júl	2009	96,60	107,77	94,50	9 313 208
August	2009	97,08	108,14	75,75	9 320 853
September	2009	96,74	108,16	99,13	9 325 434
Október	2009	96,98	108,41	100,76	9 326 230
November	2009	97,11	108,54	100,18	9 328 820
December	2009	97,17	108,88	90,93	9 340 347
Január	2010	97,97	107,99	93,55	9 361 393
Február	2010	98,06	108,33	94,93	9 367 097
Marec	2010	98,56	109,53	105,46	9 377 479
Apríl	2010	99,33	109,98	97,00	9 379 218
Máj	2010	99,76	110,10	100,12	9 381 507
Jún	2010	100,18	110,10	103,42	9 391 529
Júl	2010	100,44	109,63	101,98	9 392 024
August	2010	100,51	109,85	82,47	9 399 910
September	2010	100,81	110,19	105,28	9 400 041
Október	2010	100,97	110,52	108,04	9 404 393
November	2010	101,33	110,62	108,45	9 405 889
December	2010	102,09	111,29	99,30	9 406 757
Január	2011	103,29	110,49	99,14	9 414 410
Február	2011	104,00	110,96	102,56	9 420 045
Marec	2011	104,83	112,46	112,12	9 423 408
Apríl	2011	105,73	113,09	102,32	9 427 112
Máj	2011	105,66	113,09	104,62	9 436 927
Jún	2011	105,71	113,08	105,87	9 446 145
Júl	2011	106,28	112,44	106,18	9 448 370
August	2011	106,20	112,65	87,01	9 456 614
September	2011	106,43	113,47	107,23	9 462 870
Október	2011	106,56	113,87	108,32	9 465 987
November	2011	106,78	113,97	108,14	9 490 198
December	2011	106,55	114,35	97,86	9 495 572
Január	2012	107,45	113,42	97,30	9 505 551
Február	2012	108,05	113,99	100,47	9 535 393
Marec	2012	108,58	115,46	109,77	9 605 915
Apríl	2012	108,76	116,00	99,43	9 608 334
Máj	2012	108,47	115,84	101,96	9 646 224
Jún	2012	107,98	115,75	103,76	9 683 472
Júl	2012	108,35	115,15	103,31	9 688 555
August	2012	109,25	115,59	85,88	9 701 779
September	2012	109,41	116,43	104,42	9 712 739
Október	2012	109,37	116,71	105,03	9 748 952

Príloha 1/5

November	2012	109,19	116,47	103,85	9 756 903
December	2012	108,93	116,89	95,53	9 757 020
Január	2013	109,27	115,67	95,05	9 761 126
Február	2013	109,42	116,09	97,49	9 805 940
Marec	2013	109,12	117,47	108,13	9 809 072
Apríl	2013	108,48	117,36	98,70	9 841 629
Máj	2013	108,14	117,49	100,10	9 846 917
Jún	2013	108,14	117,61	103,33	9 850 068
Júl	2013	108,32	116,99	101,40	9 852 277
August	2013	108,28	117,14	84,51	9 854 672
September	2013	108,46	117,71	104,58	9 855 034
Október	2013	107,97	117,56	105,42	9 856 733
November	2013	107,93	117,47	106,68	9 859 625
December	2013	108,12	117,88	96,96	9 866 690
Január	2014	107,84	116,57	96,76	9 879 102
Február	2014	107,57	116,92	99,33	9 885 012
Marec	2014	107,31	118,02	108,38	9 888 372
Apríl	2014	107,07	118,20	100,58	9 903 061
Máj	2014	106,97	118,07	100,82	9 970 790
Jún	2014	107,15	118,20	103,57	9 986 572
Júl	2014	106,91	117,43	103,18	10 016 642
August	2014	106,67	117,57	84,03	10 066 981
September	2014	106,87	118,08	104,81	10 079 000
Október	2014	106,54	118,01	106,24	10 104 759
November	2014	106,25	117,80	106,21	10 197 177
December	2014	105,23	117,69	106,15	10 338 148

ADF test s konštantou

Premenná			Úrovňové dáta		Prvé diferencie	
			t-štatistika	p-hodnota	t-štatistika	p-hodnota
HICP	ADF test		-1,9356	0,3155	-10,1701	0,0000
	Kritické hodnoty	1 %	-3,4648		-3,4648	
		5 %	-2,8766		-2,8766	
		10 %	-2,5749		-2,5749	
PPI	ADF test		-1,6431	0,4586	-5,2113	0,0000
	Kritické hodnoty	1 %	-3,4650		-3,4650	
		5 %	-2,8767		-2,8767	
		10 %	-2,5749		-2,5749	
MI	ADF test		-1,4880	0,5377	-2,5315	0,1097
	Kritické hodnoty	1 %	-3,4654		-3,4654	
		5 %	-2,8768		-2,8768	
		10 %	-2,5750		-2,5750	
IP	ADF test		-2,6952	0,7670	-4,3621	0,0005
	Kritické hodnoty	1 %	-3,4652		-3,4652	
		5 %	-2,8768		-2,8768	
		10 %	-2,5750		-2,5750	
TRMI	ADF test		-1,6463	0,4568	-4,9337	0,0001
	Kritické hodnoty	1 %	-3,4676		-3,4676	
		5 %	-2,8778		-2,8778	
		10 %	-2,5755		-2,5755	

PP test s konštantou

Premenná			Úrovňové dáta		Prvé diferencie	
			t-štatistika	p-hodnota	t-štatistika	p-hodnota
HICP	PP test		-1,8086	0,3756	-10,3479	0,0000
	Kritické hodnoty	1 %	-3,46464		-3,4648	
		5 %	-2,87652		-2,8766	
		10 %	-2,57483		-2,5749	
PPI	PP test		-1,43965	0,5620	-7,6343	0,0000
	Kritické hodnoty	1 %	-3,46464		-3,4648	
		5 %	-2,87652		-2,8766	
		10 %	-2,57483		-2,5749	
MI	PP test		-2,61007	0,0927	-2,1437	0,1176
	Kritické hodnoty	1 %	-3,46464		-3,4766	
		5 %	-2,87652		-2,9165	
		10 %	-2,57483		-2,4848	

IP	PP test		-2,35078	0,1531	-14,4473	0,0000
	Kritické hodnoty	1 %	-3,46464		-3,4648	
		5 %	-2,87652		-2,8766	
		10 %	-2,57483		-2,5749	
TRMI	PP test		-1,43198	0,5657	-11,4070	0,0000
	Kritické hodnoty	1 %	-3,46699		-3,4672	
		5 %	-2,87754		-2,8776	
		10 %	-2,57538		-2,5754	

ADF test s konštantou a trendom

Premenná			Úrovňové dáta		Prvé diferencie	
			t-štatistika	p-hodnota	t-štatistika	p-hodnota
HICP	ADF test		0,1197	0,9973	-10,4219	0,0000
	Kritické hodnoty	1 %	-4,0071		-4,0071	
		5 %	-3,4337		-3,4337	
		10 %	-3,1407		-3,1407	
PPI	ADF test		-2,4888	0,3334	-5,3543	0,0001
	Kritické hodnoty	1 %	-4,0076		-4,0073	
		5 %	-3,4339		-3,4338	
		10 %	-3,1408		-3,1408	
MI	ADF test		-1,5183	0,8201	-2,7235	0,2284
	Kritické hodnoty	1 %	-4,0079		-4,0079	
		5 %	-3,4340		-3,4340	
		10 %	-3,1409		-3,1409	
IP	ADF test		-2,7930	0,2018	-4,2770	0,0042
	Kritické hodnoty	1 %	-4,0076		-4,0076	
		5 %	-3,4339		-3,4339	
		10 %	-3,1408		-3,1408	
TRMI	ADF test		-1,9234	0,6381	-4,9012	0,0005
	Kritické hodnoty	1 %	-4,0110		-4,0110	
		5 %	-3,4356		-3,4356	
		10 %	-3,1418		-3,1418	

PP test s konštantou a trendom

Premenná			Úrovňové dáta		Prvé diferencie	
			t-štatistika	p-hodnota	t-štatistika	p-hodnota
HICP	PP test		0,0634	0,9968	-10,4972	0,0000
	Kritické hodnoty	1 %	-4,0068		-4,0071	
		5 %	-3,4335		-3,4337	
		10 %	-3,1406		-3,1407	
PPI	PP test		-1,6263	0,7791	-7,7670	0,0000
	Kritické hodnoty	1 %	-4,0068		-4,0071	
		5 %	-3,4335		-3,4337	
		10 %	-3,1406		-3,1407	
MI	PP test		0,0439	0,9965	-2,9765	0,1987
	Kritické hodnoty	1 %	-4,0068		-4,1088	
		5 %	-3,4335		-3,3455	
		10 %	-3,1406		-3,1014	
IP	PP test		-2,4107	0,3729	-14,4114	0,0000
	Kritické hodnoty	1 %	-4,0068		-4,0071	
		5 %	-3,4335		-3,4337	
		10 %	-3,1406		-3,1407	
TRMI	PP test		-1,9179	0,6410	-11,3820	0,0000
	Kritické hodnoty	1 %	-4,0101		-4,0104	
		5 %	-3,4351		-3,4353	
		10 %	-3,1416		-3,1416	

ADF test bez konštanty a trendu

Premenná			Úrovňové dáta		Prvé diferencie	
			t-štatistika	p-hodnota	t-štatistika	p-hodnota
HICP	ADF test		6,9153	1,0000	-2,6671	0,0077
	Kritické hodnoty	1 %	-2,5772		-2,5774	
		5 %	-1,9425		-1,9425	
		10 %	-1,6156		-1,6156	
PPI	ADF test		2,0173	0,9897	-3,6874	0,0000
	Kritické hodnoty	1 %	-2,5773		-2,5773	
		5 %	-1,9425		-1,9425	
		10 %	-1,6156		-1,6156	
MI	ADF test		2,1018	0,9916	-1,1969	0,2113
	Kritické hodnoty	1 %	-2,5774		-2,5774	
		5 %	-1,9425		-1,9425	
		10 %	-1,6156		-1,6156	

IP	ADF test		0,7198	0,8696	-4,3286	0,0000
	Kritické hodnoty	1 %	-2,5773		-2,5773	
		5 %	-1,9425		-1,9425	
		10 %	-1,6156		-1,6156	
TRMI	ADF test		-0,9966	0,2853	-4,9525	0,0000
	Kritické hodnoty	1 %	-2,5782		-2,5782	
		5 %	-1,9426		-1,9426	
		10 %	-1,6155		-1,6155	

PP test bez konštanty a trendu

Premenná			Úrovňové dáta		Prvé diferencie	
			t-štatistika	p-hodnota	t-štatistika	p-hodnota
HICP	PP test		9,4709	1,0000	-7,3584	0,0000
	Kritické hodnoty	1 %	-2,5771		-2,5772	
		5 %	-1,9425		-1,9425	
		10 %	-1,6156		-1,6156	
PPI	PP test		2,6731	0,9983	-6,9744	0,0000
	Kritické hodnoty	1 %	-2,5771		-2,5772	
		5 %	-1,9425		-1,9425	
		10 %	-1,6156		-1,6156	
MI	PP test		6,3311	1,0000	-1,0069	0,3198
	Kritické hodnoty	1 %	-2,5771		-2,5756	
		5 %	-1,9425		-1,9425	
		10 %	-1,6156		-1,6157	
IP	PP test		0,6822	0,8623	-14,4500	0,0000
	Kritické hodnoty	1 %	-2,5771		-2,5772	
		5 %	-1,9425		-1,9425	
		10 %	-1,6156		-1,6156	
TRMI	PP test		-0,9726	0,2949	-11,4312	0,0000
	Kritické hodnoty	1 %	-2,5779		-2,5780	
		5 %	-1,9426		-1,9426	
		10 %	-1,6155		-1,6155	

Výber počtu oneskorení pre model HICP

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: HICP TRMI IP
 Exogenous variables: C
 Sample: 1999M01 2014M12
 Included observations: 170

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1169.526	NA	2.20e-10	-13.72383	-13.66849	-13.70138
1	2290.885	2189.948	4.56e-16	-26.81041	-26.58906*	-26.72059*
2	2303.723	24.61935	4.36e-16	-26.85557	-26.46820	-26.69838
3	2309.583	11.03031	4.52e-16	-26.81862	-26.26525	-26.59407
4	2330.420	38.48704	3.94e-16*	-26.95788*	-26.23849	-26.66596
5	2335.122	8.519911	4.15e-16	-26.90732	-26.02192	-26.54804
6	2339.952	8.579837	4.36e-16	-26.85826	-25.80685	-26.43161
7	2345.827	10.22906	4.53e-16	-26.82149	-25.60407	-26.32747
8	2355.147	15.89986	4.52e-16	-26.82526	-25.44182	-26.26388
9	2365.821	17.83166	4.45e-16	-26.84496	-25.29550	-26.21621
10	2378.285	20.38244*	4.28e-16	-26.88571	-25.17024	-26.18959

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Výber počtu oneskorení pre model PPI

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: PPI TRMI IP
 Exogenous variables: C
 Sample: 1999M01 2014M12
 Included observations: 170

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1130.769	NA	3.47e-10	-13.26787	-13.21254	-13.24542
1	2137.002	1965.112	2.79e-15	-25.00002	-24.77867	-24.91020
2	2161.601	47.17388	2.32e-15	-25.18355	-24.79618*	-25.02636*
3	2166.453	9.133279	2.44e-15	-25.13475	-24.58137	-24.91019
4	2183.082	30.71379	2.23e-15*	-25.22449*	-24.50510	-24.93257
5	2189.749	12.07978	2.29e-15	-25.19705	-24.31165	-24.83777
6	2193.272	6.258344	2.45e-15	-25.13261	-24.08120	-24.70596
7	2204.736	19.96057*	2.38e-15	-25.16160	-23.94417	-24.66758
8	2207.058	3.961283	2.58e-15	-25.08304	-23.69960	-24.52165
9	2213.458	10.69112	2.67e-15	-25.05245	-23.50299	-24.42370
10	2218.504	8.251308	2.81e-15	-25.00592	-23.29046	-24.30981

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Johansenove kointegračné testy – model HICP

Sample (adjusted): 2000M05 2014M12

Included observations: 176 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: HICP TRMI IP

Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.162073	39.63770	29.79707	0.0027
At most 1	0.035057	8.516547	15.49471	0.4119
At most 2	0.012623	2.235846	3.841466	0.1348

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.162073	31.12115	21.13162	0.0014
At most 1	0.035057	6.280701	14.26460	0.5775
At most 2	0.012623	2.235846	3.841466	0.1348

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Johansenove kointegračné testy – model PPI

Sample (adjusted): 2000M03 2014M12

Included observations: 178 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: PPI TRMI IP

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.178767	43.75027	29.79707	0.0007
At most 1	0.040849	8.693386	15.49471	0.3945
At most 2	0.007107	1.269622	3.841466	0.2598

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.178767	35.05688	21.13162	0.0003
At most 1	0.040849	7.423763	14.26460	0.4403
At most 2	0.007107	1.269622	3.841466	0.2598

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

VEC pre model HICP

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 2000M05 2014M12

Included observations: 176 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1		
HICP(-1)	1.000000		
TRMI(-1)	- 11.35074 (1.64866) [6.88485]		
IP(-1)	2.129897 (0.28066) [-7.58902]		
C	5.075086		
Error Correction:	D(HICP)	D(TRMI)	D(IP)
CointEq1	-0.006040 (0.00199) [-3.03400]	-0.002456 (0.00129) [-1.90932]	0.059481 (0.01595) [3.72989]
D(HICP(-1))	0.171394 (0.07832) [2.18837]	0.007474 (0.05062) [0.14765]	1.279119 (0.62744) [2.03863]
D(HICP(-2))	0.030205 (0.08092) [0.37328]	0.040506 (0.05230) [0.77451]	-0.378457 (0.64826) [-0.58381]
D(HICP(-3))	-0.122214 (0.07983) [-1.53095]	-0.094632 (0.05159) [-1.83414]	0.788270 (0.63952) [1.23259]
D(TRMI(-1))	0.054758 (0.11731) [0.46677]	0.176149 (0.07582) [2.32320]	0.469812 (0.93982) [0.49989]
D(TRMI(-2))	0.093337 (0.11881) [0.78562]	-0.021424 (0.07679) [-0.27901]	0.881852 (0.95179) [0.92652]
D(TRMI(-3))	-0.022006 (0.11713) [-0.18787]	0.209920 (0.07571) [2.77284]	1.287869 (0.93839) [1.37243]
D(IP(-1))	0.019202 (0.01072) [1.79167]	0.002149 (0.00693) [0.31019]	-0.045765 (0.08586) [-0.53302]
D(IP(-2))	0.009408 (0.01073) [0.87681]	0.001586 (0.00694) [0.22875]	0.243000 (0.08596) [2.82680]

D(IP(-3))	-0.003782 (0.01075) [-0.35165]	0.009032 (0.00695) [1.29945]	0.414030 (0.08615) [4.80590]
C	0.001454 (0.00022) [6.48222]	5.77E-05 (0.00014) [0.39789]	-0.002065 (0.00180) [-1.14934]
R-squared	0.185329	0.170073	0.222548
Adj. R-squared	0.135955	0.119775	0.175430
Sum sq. resids	0.000386	0.000161	0.024797
S.E. equation	0.001530	0.000989	0.012259
F-statistic	3.753572	3.381274	4.723177
Log likelihood	896.8343	973.6529	530.6066
Akaike AIC	-10.06630	-10.93924	-5.904621
Schwarz SC	-9.868144	-10.74108	-5.706465
Mean dependent	0.001576	-3.46E-05	0.000618
S.D. dependent	0.001646	0.001054	0.013500
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.17E-16	
Determinant resid covariance		2.62E-16	
Log likelihood		2408.216	
Akaike information criterion		-26.95700	
Schwarz criterion		-26.30849	

VEC pre model PPI

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 2000M03 2014M12

Included observations: 178 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1		
PPI(-1)	1.000000		
TRMI(-1)	- 15.76520 (1.83860) [8.57458]		
IP(-1)	2.919242 (0.31531) [-9.25837]		
C	8.768507		
Error Correction:	D(PPI)	D(TRMI)	D(IP)
CointEq1	-0.012551 (0.00372) [-3.37786]	-0.003644 (0.00104) [-3.48694]	0.026630 (0.01364) [1.95275]
D(PPI(-1))	0.387207 (0.07330) [5.28243]	-0.028377 (0.02061) [-1.37665]	0.992978 (0.26902) [3.69112]
D(TRMI(-1))	0.121118 (0.26198) [0.46232]	0.156683 (0.07367) [2.12674]	0.854626 (0.96149) [0.88886]
D(IP(-1))	0.036933 (0.02493) [1.48171]	0.006264 (0.00701) [0.89361]	-0.114365 (0.09148) [-1.25016]
C	0.000956 (0.00029) [3.26683]	2.26E-05 (8.2E-05) [0.27469]	-0.000886 (0.00107) [-0.82490]
R-squared	0.372688	0.119343	0.080624
Adj. R-squared	0.358183	0.098981	0.059367
Sum sq. resids	0.002185	0.000173	0.029424
S.E. equation	0.003554	0.000999	0.013042
F-statistic	25.69493	5.861060	3.792779
Log likelihood	753.8528	979.6702	522.4161
Akaike AIC	-8.414076	-10.95135	-5.813664
Schwarz SC	-8.324701	-10.86197	-5.724289
Mean dependent	0.001596	-2.95E-05	0.000687
S.D. dependent	0.004436	0.001053	0.013447
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.94E-15		
Determinant resid covariance	1.78E-15		
Log likelihood	2264.745		
Akaike information criterion	-25.24432		
Schwarz criterion	-24.92257		

Koeficient adjustácie a koeficienty určujúce krátkodobé vzťahy – model HICP

Dependent Variable: D(HICP)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2000M05 2014M12

Included observations: 176 after adjustments

$$D(HICP) = C(1) * (HICP(-1) - 11.3507435744 * TRMI(-1) + 2.12989742513 * IP(-1) + 5.07508572062) + C(2) * D(HICP(-1)) + C(3) * D(HICP(-2)) + C(4) * D(HICP(-3)) + C(5) * D(TRMI(-1)) + C(6) * D(TRMI(-2)) + C(7) * D(TRMI(-3)) + C(8) * D(IP(-1)) + C(9) * D(IP(-2)) + C(10) * D(IP(-3)) + C(11)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.006040	0.001991	-3.034002	0.0028
C(2)	0.171394	0.078320	2.188368	0.0300
C(3)	0.030205	0.080919	0.373280	0.7094
C(4)	-0.122214	0.079829	-1.530947	0.1277
C(5)	0.054758	0.117314	0.466766	0.6413
C(6)	0.093337	0.118807	0.785618	0.4332
C(7)	-0.022006	0.117135	-0.187867	0.8512
C(8)	0.019202	0.010717	1.791669	0.0750
C(9)	0.009408	0.010730	0.876806	0.3819
C(10)	-0.003782	0.010754	-0.351651	0.7255
C(11)	0.001454	0.000224	6.482219	0.0000
R-squared	0.185329	Mean dependent var		0.001576
Adjusted R-squared	0.135955	S.D. dependent var		0.001646
S.E. of regression	0.001530	Akaike info criterion		-10.06630
Sum squared resid	0.000386	Schwarz criterion		-9.868144
Log likelihood	896.8343	Hannan-Quinn criter.		-9.985929
F-statistic	3.753572	Durbin-Watson stat		1.964548
Prob(F-statistic)	0.000145			

Koeficient adjustácie a koeficienty určujúce krátkodobé vzťahy – nový odhad modelu HICP

Dependent Variable: D(HICP)

Method: Least Squares

Date: 04/16/15 Time: 19:18

Sample (adjusted): 2000M02 2014M12

Included observations: 179 after adjustments

$$D(HICP) = C(1) * (HICP(-1) - 11.3507435744 * TRMI(-1) + 2.12989742513 * IP(-1) + 5.07508572062) + C(2) * D(HICP(-1)) + C(11)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.006508	0.001668	-3.901006	0.0001
C(2)	0.181455	0.075001	2.419361	0.0166
C(11)	0.001263	0.000165	7.649545	0.0000
R-squared	0.147873	Mean dependent var		0.001554
Adjusted R-squared	0.138190	S.D. dependent var		0.001650
S.E. of regression	0.001532	Akaike info criterion		-10.10787
Sum squared resid	0.000413	Schwarz criterion		-10.05445
Log likelihood	907.6545	Hannan-Quinn criter.		-10.08621
F-statistic	15.27104	Durbin-Watson stat		1.950660
Prob(F-statistic)	0.000001			

Koeficient adjustácie a koeficienty určujúce krátkodobé vzťahy – model PPI

Dependent Variable: D(PPI)

Method: Least Squares

Date: 04/16/15 Time: 19:09

Sample (adjusted): 2000M03 2014M12

Included observations: 178 after adjustments

$$D(PPI) = C(1) * (PPI(-1) - 15.7652037353 * TRMI(-1) + 2.91924205652 * IP(-1) + 8.76850737331) + C(2) * D(PPI(-1)) + C(3) * D(TRMI(-1)) + C(4) * D(IP(-1)) + C(5)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.012551	0.003716	-3.377858	0.0009
C(2)	0.387207	0.073301	5.282429	0.0000
C(3)	0.121118	0.261981	0.462317	0.6444
C(4)	0.036933	0.024926	1.481711	0.1402
C(5)	0.000956	0.000293	3.266834	0.0013
R-squared	0.372688	Mean dependent var		0.001596
Adjusted R-squared	0.358183	S.D. dependent var		0.004436
S.E. of regression	0.003554	Akaike info criterion		-8.414076
Sum squared resid	0.002185	Schwarz criterion		-8.324701
Log likelihood	753.8528	Hannan-Quinn criter.		-8.377832
F-statistic	25.69493	Durbin-Watson stat		2.067967
Prob(F-statistic)	0.000000			

Koeficient adjustácie a koeficienty určujúce krátkodobé vzťahy – nový odhad modelu PPI

Dependent Variable: D(PPI)

Method: Least Squares

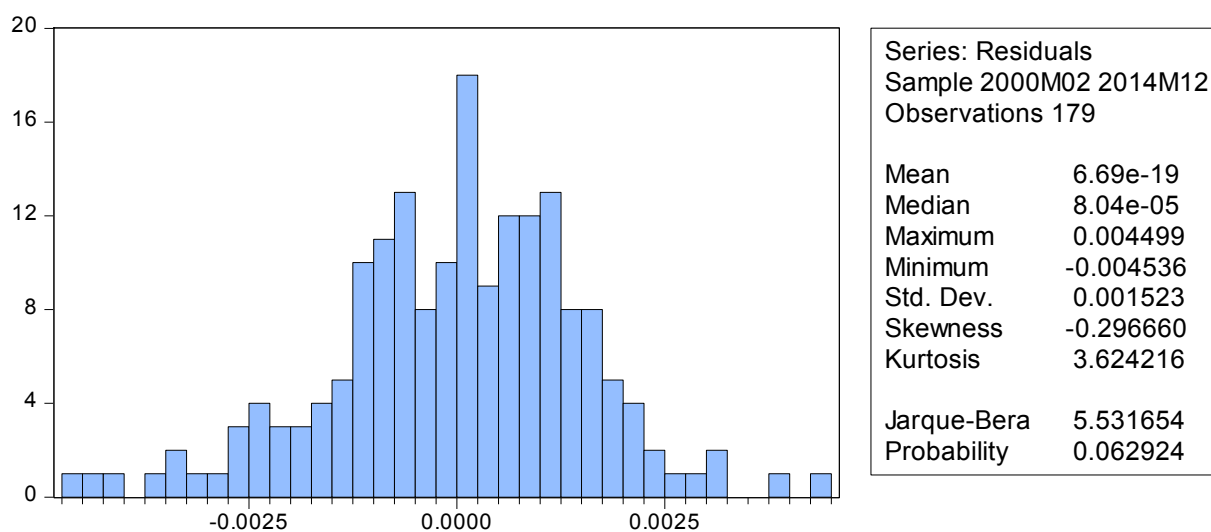
Date: 04/16/15 Time: 19:11

Sample (adjusted): 2000M02 2014M12

Included observations: 179 after adjustments

$$D(PPI) = C(1) * (PPI(-1) - 15.7652037353 * TRMI(-1) + 2.91924205652 * IP(-1) + 8.76850737331) + C(2) * D(PPI(-1)) + C(5)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.013936	0.003595	-3.877092	0.0001
C(2)	0.407616	0.072183	5.646963	0.0000
C(5)	0.000935	0.000291	3.212235	0.0016
R-squared	0.363475	Mean dependent var		0.001607
Adjusted R-squared	0.356242	S.D. dependent var		0.004426
S.E. of regression	0.003551	Akaike info criterion		-8.426675
Sum squared resid	0.002219	Schwarz criterion		-8.373255
Log likelihood	757.1874	Hannan-Quinn criter.		-8.405013
F-statistic	50.25071	Durbin-Watson stat		2.029259
Prob(F-statistic)	0.000000			

Test normality rezíduí – model HICP**Test autokorelácie – model HICP**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.195090	Prob. F(3,173)	0.3132
Obs*R-squared	3.634298	Prob. Chi-Square(3)	0.3038

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 04/16/15 Time: 19:19

Sample: 2000M02 2014M12

Included observations: 179

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.004448	0.003922	-1.134140	0.2583
C(2)	-0.599891	0.486600	-1.232820	0.2193
C(11)	0.000938	0.000769	1.220960	0.2238
RESID(-1)	0.610536	0.490206	1.245466	0.2146
RESID(-2)	0.145834	0.106755	1.366059	0.1737
RESID(-3)	-0.075971	0.078430	-0.968643	0.3341
R-squared	0.020303	Mean dependent var	6.69E-19	
Adjusted R-squared	-0.008012	S.D. dependent var	0.001523	
S.E. of regression	0.001529	Akaike info criterion	-10.09486	
Sum squared resid	0.000405	Schwarz criterion	-9.988024	
Log likelihood	909.4903	Hannan-Quinn criter.	-10.05154	
F-statistic	0.717054	Durbin-Watson stat	1.972550	
Prob(F-statistic)	0.611433			

Test heteroskedasticity – model HICP

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.407321	Prob. F(4,174)	0.0513
Obs*R-squared	9.386532	Prob. Chi-Square(4)	0.0521
Scaled explained SS	11.90677	Prob. Chi-Square(4)	0.0181

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

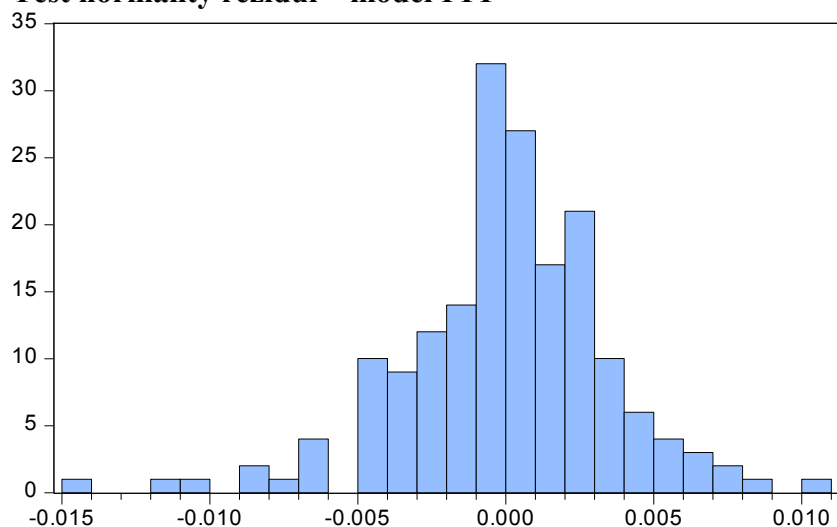
Date: 04/16/15 Time: 19:19

Sample: 2000M02 2014M12

Included observations: 179

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.73E-06	3.19E-05	-0.054329	0.9567
HICP(-1)	-8.06E-05	0.000183	-0.441539	0.6594
TRMI(-1)	0.000203	7.23E-05	2.808556	0.0055
IP(-1)	-1.18E-05	9.02E-06	-1.303760	0.1940
HICP(-2)	9.27E-05	0.000181	0.511686	0.6095

R-squared	0.052439	Mean dependent var	2.31E-06
Adjusted R-squared	0.030656	S.D. dependent var	3.75E-06
S.E. of regression	3.69E-06	Akaike info criterion	-22.15387
Sum squared resid	2.37E-09	Schwarz criterion	-22.06484
Log likelihood	1987.772	Hannan-Quinn criter.	-22.11777
F-statistic	2.407321	Durbin-Watson stat	1.808001
Prob(F-statistic)	0.051296		

Test normality rezíduí – model PPI

Series: Residuals
Sample 2000M02 2014M12
Observations 179

Mean -4.85e-19
Median 0.000163
Maximum 0.010468
Minimum -0.014677
Std. Dev. 0.003531
Skewness -0.587764
Kurtosis 5.025564

Jarque-Bera 40.90728
Probability 0.000000

Test autokorelácie – model PPI

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.420985	Prob. F(1,175)	0.5173
Obs*R-squared	0.429574	Prob. Chi-Square(1)	0.5122

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 2000M02 2014M12

Included observations: 179

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.002619	0.005409	0.484216	0.6288
C(2)	0.106291	0.179065	0.593590	0.5536
C(5)	-0.000173	0.000395	-0.437941	0.6620
RESID(-1)	-0.122032	0.188080	-0.648833	0.5173
R-squared	0.002400	Mean dependent var	-4.85E-19	
Adjusted R-squared	-0.014702	S.D. dependent var	0.003531	
S.E. of regression	0.003557	Akaike info criterion	-8.417904	
Sum squared resid	0.002214	Schwarz criterion	-8.346678	
Log likelihood	757.4024	Hannan-Quinn criter.	-8.389022	
F-statistic	0.140328	Durbin-Watson stat	1.998405	
Prob(F-statistic)	0.935729			

Test heteroskedasticity – model PPI

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	4.290772	Prob. F(4,174)	0.0025
Obs*R-squared	16.07106	Prob. Chi-Square(4)	0.0029
Scaled explained SS	31.27235	Prob. Chi-Square(4)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Sample: 2000M02 2014M12

Included observations: 179

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000177	0.000240	0.739583	0.4605
PPI(-1)	-2.95E-05	0.000504	-0.058484	0.9534
TRMI(-1)	0.001550	0.000501	3.096136	0.0023
IP(-1)	-0.000152	7.15E-05	-2.130460	0.0345
PPI(-2)	0.000144	0.000490	0.294231	0.7689
R-squared	0.089782	Mean dependent var	1.24E-05	
Adjusted R-squared	0.068858	S.D. dependent var	2.49E-05	
S.E. of regression	2.41E-05	Akaike info criterion	-18.40381	
Sum squared resid	1.01E-07	Schwarz criterion	-18.31477	
Log likelihood	1652.141	Hannan-Quinn criter.	-18.36770	
F-statistic	4.290772	Durbin-Watson stat	1.759879	
Prob(F-statistic)	0.002458			

